

国内外金属期货市场“风险传染”的实证研究

方毅 张屹山

(吉林大学商学院, 吉林长春 130012)

摘要:本文比较研究国内外金属期货市场“风险传染”,并提出了波动溢出项。我们发现国内市场存在特有的期铜向期铝的单向波动溢出,不可预期的随机行为导致铜市场风险在铝市场被放大。而且,宏观经济因素不是波动溢出的主要内因。另外,国内金属期货市场对宏观经济冲击反应具有非对称性,国内金属期货价格变动对宏观经济作用具有非对称性。我们建议关注期铜风险;应避免在期铜价格波动较大时,推出新金属期货品种;进一步培育期铝市场。

关键词:风险传染;波动溢出;方差分解

JEL分类:C32, G14, G28 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2007)05-0133-14

一、引言

曾获诺贝尔奖的美国著名经济学家米勒说过:“真正的市场经济是不能缺少期货市场的经济体系”。期货市场的参与者中,投机者所占比例远远超过套期保值者。全世界成熟期货市场运行情况表明:实物交割量只占总交易量的1%-5%。诺贝尔经济学奖得主Tobin指出:如果没有愿意冒风险的投机资本参与,以发挥规避风险和价格发现功能,期货市场上1%-5%的实物的生产和流通就会遇到很大阻滞,承受更大风险。据不完全统计,目前我国三家期货交易所投机者和套期保值者数量比例基本上都是95%比5%,投机者比重较高。虽然投机者是期货市场的润滑剂,但投机者在资本市场中,也能起到反稳定作用(De Long等,1990),从而形成泡沫。因此,在这样一个投机者众多的市场中,冲击与扰动引起的市场波动就非常可能形成风险。当前中国金属期货包括铜和铝两个品种,从历史看,它们的价格波动极大,尤其是铜,国际现货铜2000年曾低于2000美元/吨,

收稿日期:2007-01-20

作者简介:方毅(1976-),男,经济学博士生,就读于吉林大学商学院。

张屹山(1949-),男,教授,博士生导师,任职于吉林大学商学院。

*项目资助:本论文受国家软科学研究计划资助(2005DZS3D069)。

*致谢:感谢澳大利亚莫纳什大学JAE H. KIM教授,中科院安鸿志研究员对论文写作给予的帮助。作者非常感谢匿名审稿人的宝贵建议,当然文责自负。

到 2006 年 4 月涨到 7000 多美元/吨,涨幅超过 250%。这种单一市场的价格波动,不仅会对自身市场有影响,还会在不同市场间传导,从而使得单一市场风险被放大,在多个市场中形成反馈,增加宏观经济发展的不确定性,甚至破坏整个经济系统的稳定。

进入重化工阶段,相当多的金属会成为我国经济中重要的基础工业原材料,它们将成为中国能否实现其长期发展战略的关键因素。伴随着这种经济发展趋势,中国期货市场今后几年将驶入一个高速发展的快车道(张屹山等,2006),可以预见未来期货市场中会出现更多的金属品种。今后如何控制期货市场风险,是否推出某种金属期货品种,何时推出,这都需要我们首先对我国期货市场已有的铜、铝这两个品种的内在风险关系,期货市场风险和整体宏观经济的相互关联加以研究。本文主要从“风险传染”的角度对金属期货市场进行分析,考察市场间的风险传导与反馈机制。

二、“风险传染”的理论分析与文献回顾

根据金融学原理,如果市场完全分割,市场整体功能的发挥会受到限制,这时风险不会在不同市场间传递。然而,如果分割市场出现一体化的整合,不同市场在充分传递信息、配置资源的同时,市场主体也可能根据一个市场的价格变化去推测其它市场的价格变化,使得市场间的价格具有相类似的波动形态。这样市场之间就可能出现风险传递和关联,形成所谓的“风险传染”。

目前对金融市场“风险传染”的研究重点是资产价格的协同运动,主要集中于证券市场、利率市场和汇率市场,对于期货市场的相关研究较少。结合期货市场的自身特点,从可能引起的原因看,我们认为“风险传染”的研究可以分为基本面因素和纯粹因素两大类。

第一,基本面因素的研究认为:不同市场间存在着基本面因素联系,多个市场受到相同基本面因素影响。首先,这些因素变动时,使受它们制约的所有市场均发生变动;其次,某些市场发生变动时,也会对基本面因素产生影响,导致其它市场的协同。这些基本因素包括市场环境、宏观经济冲击、共同的资金约束等等。Reinhart 和 Calvo(1996)认为美国利率变动引发资金流入拉美地区,引起多个国家金融市场波动。Soydemir(2000)研究 1988 年 - 1994 年包括发达国家(欧洲、美国)和新兴市场国家(拉美国家)股票市场间的传导机制,发现基本面因素是市场共同变化的决定力量。Barsky(1989)通过对消费资产定价模型的研究,认为实际经济生产率是股票市场和债券市场协同的原因。

第二,纯粹因素的研究认为:驱使不同市场的共同基本面因素没有发生变动,不同市场也会发生共同变动。King 和 Wadhvani(1990)认为市场信息结构十分复杂,股票价格不仅仅反映了基本面因素,价格波动还能够自我维持(self-sustaining),一个市场中的“错误”能够传导到其它市场。Barberis 和 Shleifer(2003)建立多风格资产价格的前瞻模型,从投资风格理解传染,指出如果不同资产在投资者中心目中形成同一种风格,资金在风格层次上的转移造成市场共同运动趋势,这意味着即使一个市场的变化与基本面因素完全无关,也会使其它市场共同变动。Rijckeghem 和 Weder(1999)认为“风险传染”的发

生是由于投资者情绪变化引起的。他们指出如果一个市场相对较弱,那么投机者对其它市场的攻击将会引起投资者的羊群效应心理,投资者会对这个市场产生类似的预期。Masih 和 Masih(1999)分析股市协同运动中的领导者时指出效率越高的市场所反映的信息越多;规模越大的市场的有效信息集越大;如果不同市场的信息搜寻成本固定,市场越大投资者越有动力对市场定价进行研究。因此,相对于其它股票市场,全球投资者对美国股市给予明显占优的信息权重,使得美国股市是全球股市协同运动中领导者;这也使得对美国股市的信息过度反应,更容易传染到其它股市。

由于基本面因素短期突然变化的可能性较小,纯粹因素更容易为投机者所利用,改变投资者预期,形成意料之外的冲击。而且,以往的实证检验结果表明在许多情况下,基本面因素不足以对“风险传染”做出充分的解释。因此,第二类传染更可能将单一市场风险传染到多个市场,而且使得局部风险突然放大,为金融和经济危机的形成推波助澜,对经济系统造成难以估量的破坏。

对“风险传染”的实证检验方法比较多,主要有相关系数分析、协整分析、均值溢出分析、波动溢出分析。相关系数仅从统计上表明数据的相关关系,可是即使相关系数接近于1,也并不意味着存在经济上的因果关系。协整分析主要是基于长期均衡来度量传染,可是许多重大风险导致的传染都是在短期,协整分析不能发现短期的动态效应。均值溢出分析和波动溢出分析,一般是基于 VAR 系统或多元 GARCH 系统,能够避免以上两类分析的一些缺点,在实践中得到了广泛的使用。

一个市场的价格变动不仅受自身前期价格变动的的影响,还可能受其它市场前期价格变动的的影响,这种价格变动在市场间的传递称为均值溢出效应,针对价格变动一阶矩,主要采用 VAR 模型进行检验。一个市场的价格变动的波动不仅受到自身前期价格变动的波动影响,而且受到其它市场前期价格变动的波动影响,这种价格变动的波动在市场之间的传递称为波动溢出效应,针对价格变动二阶矩,可以采用方差分解或脉冲响应技术分析(Shiller 和 Beltratti, 1992),也可采用多元 GARCH 模型分析(Bollerslev 等, 1988)。经验研究表明,信息对价格变动的一阶矩和二阶矩都会产生影响,即市场中的事件不仅影响价格变动的均值,而且影响价格变动的方差(Bekaert 和 Harvey, 2000)。但均值溢出和方差溢出的意义不同,均值溢出是市场对确定性信息的可预期反应,而方差溢出是市场对不确定性信息的随机反应,它们体现市场主体导致“风险传染”的两类不同行为。笔者认为在有效金融市场中,人们难以通过历史价格信息获利,市场价格的意外变动主要受不可预期的随机因素影响。在这种情况下,均值溢出不是“风险传染”的主要研究对象,但这方面的研究能更深入的理解市场;而方差溢出体现大众面对意外冲击的反应,而且这种反应具有不可预期的特点。方差溢出加大了市场价格变动的不确定性,应该是风险传染的主要研究对象。

后文对国内铝、铜金属期货市场的“风险传染”进行研究。首先,我们针对“风险传染”的存在性问题进行实证研究,为更好的体现国内铜铝期货市场的内在“风险传染”特征,这里将国内国际市场进行比较研究。在这一部分我们提出如何基于 BEKK 模型(Engle 和 Kroner, 1995)度量波动溢出的大小。然后,针对我们对风险传染原因的区分,进一

步剖析中国铜铝期货市场“风险传染”的内因;同时,考察了期铜市场、期铝市场、宏观经济之间的关联关系。

三、金属期货市场内在“风险传染”特征的实证研究

(一)数据描述

以上海期货交易所(SHFE)和伦敦金属交易所(LME)的2000年1月3日至2006年4月28日的3个月到期合约的沪铜、沪铝、LME铜、LME铝的连续日价格对数差分形成的复合收益率序列为研究对象,经单位根检验均为平稳序列。这里需要说明的是SHFE和LME期铜合约设计不同,这里SHFE的3个月到期合约是依据LME规则编制的。LME的3个月到期合约指的是交易日以后3个月进行交割的合约。SHFE有1月到12月的12个月期铜、期铝合约,例如其中的3月合约是在每年3月中期进行合约交割。因此,为使数据具有可比性,对SHFE期货价格数据比照LME进行调整,均是距交割月有3个月的合约交易价格,即1月份的数据取的是4月合约的交易价格,2月数据取的是5月合约的交易价格,依此类推始终选择离交割还有3个月的数据,尽可能减少合约设计差异对检验结果的影响。本文数据均由wind咨询编制。

表1 期货市场铜、铝日收益率的描述性统计

	均值	标准差	偏度	峰度	$Q(12)(R^2)$
沪铜	0.039	0.483	-0.270	7.795	102.63*
沪铝	0.008	0.320	0.014	10.873	608.53*
LME铜	0.043	0.634	0.211	20.393	186.08*
LME铝	0.018	0.600	0.571	27.319	78.46*

附注: $Q(12)(R^2)$ 是对序列平方生成的新序列的滞后12阶Ljung-Box Q检验统计量,*表示参数在1%水平下显著。

表2 SHFE铜、铝中收益率的交叉相关系数

CU, LV(-i)	CU, LV(+i)	i	lag	lead
		0	0.5307	0.5307
		1	0.0136	-0.0063
		2	0.0180	-0.0509
		3	0.0138	0.0414
		4	0.0021	0.0269
		5	0.0119	0.0292

表 3 LME 铜、铝中收益率的交叉相关系数

CU, LV(-i)	CU, LV(+i)	i	lag	lead
		0	0.7679	0.7679
		1	-0.0693	-0.1339
		2	-0.0616	-0.0356
		3	0.0068	0.0262
		4	0.0136	0.0292
		5	-0.0001	-0.0172

从表 1 的描述性统计可以发现:SHFE 和 LME 的期铜、期铝的日收益率都不是正态分布,峰度均远大于 3,表现出明显的“厚尾”特征。日收益率平方序列的滞后 12 阶 Ljung-Box Q 统计量在 1% 水平下显著,即存在着 ARCH 效应。如果系数大于 2 倍标准差时显著,由表 2、表 3 中 SHFE 的期铜、期铝, LME 的期铜、期铝的日收益率交叉相关系数可知:SHFE 市场中 2 期领先期铜和当期期铝的相关系数显著;LME 市场中 1 期、2 期领先期铝和当期期铜的相关系数显著,1 期领先期铜和当期期铝的相关系数显著。因此,SHFE 和 LME 市场中的铜期货、铝期货的价格变动表现出不同程度的关联性,可能存在“风险传染”。

(二)“风险传染”的检验

VAR 模型能很好研究均值溢出,模型中每一个变量对模型中所有变量的滞后项作回归,通过模型的估计参数反映变量之间一阶矩的动态关系。同时,期货市场中的高频数据呈现“厚尾”、“波动率聚集”的特征,使得采用 VAR 模型的脉冲响应或方差分解技术研究变量之间的二阶矩的动态关系过于粗略。由 Bollerslev 等(1988)提出的多元 GARCH 模型,能够很好捕捉金融市场的向量波动过程。本文采用基于多元 GARCH 的 VAR 系统,对国内外金属期货市场进行实证研究。多元 GARCH 模型的形式有很多,为使波动溢出的研究具有一定经济意义,并考虑向量间波动关系的时变性,这里采用 Engle 和 Kroner (1995)提出的 BEKK 模型。

一般的 N 变量 BEKK(p,q) 模型如下:

$$\varepsilon_t | I_{t-1} : F(0, H_t) \quad (1)$$

$$H_t = A'A + \sum_{k=1}^k C' x_{t-1} x_{t-1}' C + \sum_{k=1}^k \sum_{m=1}^q B_{mk}' \varepsilon_{t-m} \varepsilon_{t-m}' B_{mk} + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^p G_{mk}' H_{t-m} G_{mk}$$

其中, $F(0, H_t)$ 是均值为 0, 方差是 H_t 的任意分布; I_t 是 t 时刻可获得的市场信息; $A = \{a_{ij}\}$ 、 $B_{mk} = \{b_{ij, mk}\}$ 和 $G_{mk} = \{g_{ij, mk}\}$ 是 $N \times N$ 系数矩阵, A 是上三角阵; x 是外生变量, C 是 $J \times N$ 系数矩阵; K 是求和限制参数。

交叉相关系数表明 SHFE 和 LME 铜、铝两个期货市场收益率都在不同程度上存在相关性,而且二阶滞后 VAR 的 AIC 值最小,新息序列峰度很大,正态分布的假定被拒绝。Kavajecz 和 White(2001)指出 GARCH(1,1) 对金融市场的高频数据有很好的拟合和刻画, Susmel 和 Engle(1994)指出在 GARCH 模型中,学生 t 分布能更有效的对金融市场中

的新息进行拟合。因此,引入新息 t 分布假定,采用 VAR(2)-BEKK(1,1)- t 模型,即新息服从 t 分布的 BEKK(1,1) 的 2 阶滞后 VAR 模型, K 取 1。分别对 SHFE 和 LME 的期铜、期铝市场建立两变量模型,具体形式如下:

$$R_t = \Theta_t + \sum_{i=1}^2 \Phi_i' R_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t | I_{t-1} : Student - t(0, H_t, v) \quad (2)$$

$$H_t = A'A + B'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'B + G'H_{t-1}G$$

其中, C 代表铜, A 代表铝, $R_t = (r_{C,t}, r_{A,t})'$ 是收益率向量, $\Theta = (\theta_C, \theta_A)'$ 是无条件均值向量, $\varepsilon = (\varepsilon_{C,t}, \varepsilon_{A,t})'$ 是新息, 且 $H_t \equiv \begin{pmatrix} h_{CC,t} & h_{CA,t} \\ h_{AC,t} & h_{AA,t} \end{pmatrix}$, $\Phi_i = \begin{pmatrix} \phi_{CC,i} & \phi_{CA,i} \\ \phi_{AC,i} & \phi_{AA,i} \end{pmatrix}$, $A = \begin{pmatrix} a_{CC} & a_{CA} \\ 0 & a_{AA} \end{pmatrix}$, $B = \begin{pmatrix} b_{CC} & b_{CA} \\ b_{AC} & b_{AA} \end{pmatrix}$, $G = \begin{pmatrix} g_{CC} & g_{CA} \\ g_{AC} & g_{AA} \end{pmatrix}$ 。

由式(2)可知, $\phi_{CA,i}$ 反映由期铜市场向期铝市场的均值溢出, $\phi_{AC,i}$ 反映由期铝市场向期铜市场的均值溢出; 如果 $\phi_{AC,i} = \phi_{CA,i} = 0$, 则不存在市场间的均值溢出。 b_{CA} 、 g_{CA} 反映由期铜市场向期铝市场的波动溢出, b_{AC} 、 g_{AC} 反映由期铝市场向期铜市场的波动溢出; 如果 $b_{AC} = b_{CA} = g_{AC} = g_{CA} = 0$, 则不存在市场之间的波动溢出。

首先,采用最小二乘法估计 VAR 的参数及标准差; 然后,采用极大似然法估计 BEKK 参数,方差按照拟极大似然方法估计。 k 维变量 R_t 服从自由度为 v 的标准 t 分布, ε_t 的密度函数如下:

$$f(\varepsilon_t) = \frac{\Gamma[(v+k)/2]}{\Gamma(v/2)[\pi(v-2)]^{k/2}} |H_t|^{-\frac{1}{2}} \left[1 + \frac{\varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t}{v-2} \right]^{-(k+v)/2} \quad (3)$$

其中, $\Gamma(\cdot)$ 是 Gamma 函数。按照式(3)对 t 分布下的 BEKK 建立似然函数估计参数。如果模型设定正确那么 $\hat{\varepsilon}/\sqrt{\hat{h}}$ 和 $\hat{\varepsilon}^2/\hat{h}$ 都应该不相关,不存在 ARCH 效应,这里利用 Ljung-Box Q 统计量,对它们进行检验,从而判断模型设定是否错误。

表 4 给出了模型估计及诊断的结果,从中可以看出:

第一,SHFE 模型绝大多数关键参数显著,特别是波动方程的 ARCH、GARCH 项系数以及学生 t 分布参数; 同时,模型能够通过诊断检验,可以认为所选模型较好捕捉了 SHFE 铜、铝两个期货市场的特征。在 VAR 部分,铜除了无条件均值显著外,其余参数均不显著; 铝无条件均值不显著,其余参数在不同水平下显著。同时,期铜的无条件均值显著大于 0,体现了期铜价格长期明显快于期铝价格的上涨。 $\phi_{AC,i}$ 均不显著,说明期铝收益基本不影响期铜收益; $\phi_{CA,i}$ 均显著,说明期铜收益明显影响期铝收益。期铜、期铝市场间的收益存在单向的一阶格兰杰因果关系,即存在从期铜向期铝的均值溢出效应。在 GARCH 部分, b_{AC} 、 g_{AC} 均不显著,说明期铜波动基本不受期铝波动的影响; b_{CA} 、 g_{CA} 均显著,说明期铜波动明显影响期铝波动。期铜、期铝市场间的收益存在单向的二阶格兰杰因果关系,即存在由期铜向期铝市场的波动溢出效应。

表4 模型估计与诊断

	上海期货交易所				伦敦金属期货交易所			
	铜		铝		铜		铝	
参数估计	θ_C	0.038*** (0.013)	θ_A	0.010 (0.008)	θ_C	0.048*** (0.017)	θ_A	0.023 (0.016)
	$\phi_{CC,1}$	0.014 (0.031)	$\phi_{AA,1}$	0.105*** (0.031)	$\phi_{CC,1}$	-0.154*** (0.041)	$\phi_{AA,1}$	-0.108** (0.041)
	$\phi_{CC,2}$	0.017 (0.031)	$\phi_{AA,2}$	0.046 (0.031)	$\phi_{CC,2}$	0.053 (0.041)	$\phi_{AA,2}$	-0.118*** (0.041)
	$\phi_{AC,1}$	0.008 (0.047)	$\phi_{CA,1}$	-0.043** (0.020)	$\phi_{AC,1}$	0.031 (0.043)	$\phi_{CA,1}$	0.064* (0.039)
	$\phi_{AC,2}$	0.009 (0.047)	$\phi_{CA,2}$	-0.050** (0.021)	$\phi_{AC,2}$	-0.115* (0.043)	$\phi_{CA,2}$	0.024 (0.039)
	a_{CC}	0.033*** (0.019)	a_{AA}	0.012 (0.015)	a_{CC}	0.071** (0.030)	a_{AA}	0.124** (0.056)
			a_{CA}	0.039*** (0.011)			a_{CA}	0.124*** (0.024)
	b_{CC}	0.116*** (0.044)	b_{AA}	0.438*** (0.087)	b_{CC}	0.224*** (0.049)	b_{AA}	0.221*** (0.082)
	b_{AC}	-0.026 (0.036)	b_{CA}	0.272*** (0.084)	b_{AC}	0.033 (0.074)	b_{CA}	-0.027 (0.052)
	g_{CC}	0.987*** (0.009)	g_{AA}	0.896*** (0.037)	g_{CC}	0.961*** (0.017)	g_{AA}	0.921*** (0.057)
	g_{AC}	0.004 (0.037)	g_{CA}	-0.083*** (0.006)	g_{AC}	-0.016 (0.028)	g_{CA}	-0.016 (0.030)
v	3.732*** (0.288)			v	4.715*** (0.444)			
诊断检验 (Q12)	$\hat{\varepsilon}_C/\sqrt{\hat{h}_{CC}}$	31.491 (0.264)	$\hat{\varepsilon}_A/\sqrt{\hat{h}_{AA}}$	24.279 (0.650)	$\hat{\varepsilon}_C/\sqrt{\hat{h}_{CC}}$	10.239 (0.595)	$\hat{\varepsilon}_A/\sqrt{\hat{h}_{AA}}$	9.187 (0.687)
	$\hat{\varepsilon}_C^2/\hat{h}_{CC}$	8.763 (1.000)	$\hat{\varepsilon}_A^2/\hat{h}_{AA}$	23.635 (0.610)	$\hat{\varepsilon}_C^2/\hat{h}_{CC}$	32.777*** (0.001)	$\hat{\varepsilon}_A^2/\hat{h}_{AA}$	8.858 (0.715)
似然值	-449.646				-1584.226			

附注:此表参数估计中,括号里的数值为估计参数的标准差;诊断检验中,括号里的数值为检验统计量的P值;*、**、***分别表示参数在10%、5%和1%水平下显著,Q(12)是滞后12阶Ljung-Box Q检验统计量。

第二,LME模型虽然绝大多数关键参数显著,但诊断检验中期铜的 $\hat{\varepsilon}^2/\hat{h}$ 存在相关性,仍然存在ARCH效应。由于是两阶段估计模型,VAR部分仍有意义。在VAR部分,期铜除了无条件均值显著外,其余参数均不显著;期铝无条件均值不显著,其余参数在不同水平下显著。同时,期铜无条件均值明显大于期铝,也体现了期铜价格长期明显快于期铝价格的上涨。 $\phi_{AC,2}$ 显著,说明期铝收益明显影响期铜收益; $\phi_{CA,1}$ 显著说明期铜收益明显影响期铝收益。期铜、期铝间存在双向一价格兰杰因果关系,即存在期铜、期铝的双向均值溢出效应。在GARCH部分, b_{AC} 、 g_{AC} 、 b_{CA} 、 g_{CA} 均不显著,由于诊断检验表明铜期货

市场的标准化残差仍有 ARCH 效应,我们利用更高阶的模型重新拟合数据,交叉项仍不显著,没有表明市场间存在明显波动溢出。此时,对期铜数据采用独立的 GARCH(2,2) 拟合有较好结果。因此,我们认为 LME 的期铜、期铝市场间不存在显著波动溢出。

第三,虽然 VAR 部分表现出 SHFE 期铜、期铝市场,LME 期铜、期铝市场间存在明显的均值溢出,但是 SHFE、LME 的 VAR 部分的拟合优度都不超过 0.03,可见均值溢出对市场价格变动的解释能力很弱,市场价格变动主要是随机的,市场具有一定效率。而且,有关均值溢出的系数 ϕ 均为负,并不能反映价格波动的协同性,不能说明市场间存在“风险传染”。由于篇幅有限,这有待于作进一步的深入研究。

(三)铜期货市场和铝期货市场波动溢出关系

波动项是由于人们对意外冲击形成的,更能捕捉到金融市场不可预测成分。与均值溢出相比波动溢出刻画了市场之间对不可预期的冲击的反应,体现了意外冲击下市场中产生的随机行为。

SHFE 存在期铜向期铝的单向波动溢出,但 $b_{CA}、g_{CA}$ 符号不同,按 BEKK 模型计算波动时存在不同市场的交叉项,所以还不能确定期铜对期铝的溢出究竟是正,还是负。下面我们定义 BEKK 模型的波动溢出项,以度量变量间波动溢出的大小和方向。

定义 1 如果根据一个 N 变量 BEKK(p,q) 模型中变量 i 对变量 j 的存在波动溢,定义变量 i 对变量 j 的波动溢出项 $SH_{ij} = \{sh_{ij,t}\}$ 为由 H_t 得到的时变方差 $\{h_{ij,t}\}$ 与由 H_t 中的 $B、G$ 中非对角元素中任意 $b_{ij,mk}、g_{ij,mk}$ 都取 0 得到的 $\{h'_{ij,t}\}$ 之间的差值,这时变量 i 的新息和时变方差对变量 j 的波动的影响都为 0,不存在波动溢出,则:

$$sh_{ij,t} = \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^q b_{ij,mk} (2 \sum_{n=1}^N b_{nj,mk} \varepsilon_{in,t-m} - b_{ij,mk} \varepsilon_{ii,t-m}) + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^q g_{ij,mk} (2 \sum_{n=1}^N g_{nj,mk} h_{in,t-m} - g_{ij,mk} h_{ii,t-m}) \tag{4}$$

根据定义 1,可以得到 LME 和 SHFE 两个市场中期铜的波动溢出为:

$$Sh_{CA,t} = b_{CA}^2 \varepsilon_{CC,t-1} + 2b_{CA} b_{AA} \varepsilon_{CA,t-1} + g_{CA}^2 h_{CC,t-1} + 2g_{CA} g_{AA} h_{AC,t-1} \tag{5}$$

由于变量间作用的复杂性,这一定义并没有分解出完全独立的变量之间波动溢出,但类似于 Pesaran 和 Shin(1997) 提出广义方差分解,仍然给出了一种广义的波动溢出度量。

估计式(1),我们得到了铜市场和铝市场的时变方差序列,从而时变相关系数 ρ_t 为:

$$\rho_t = h_{AC,t} / \sqrt{h_{CC,t} \cdot h_{AA,t}} \tag{6}$$

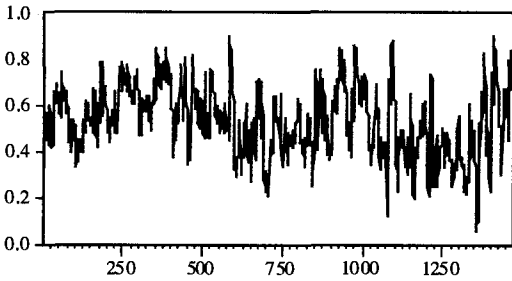


图 1 SHFE 铜市场与铝市场的时变相关系数

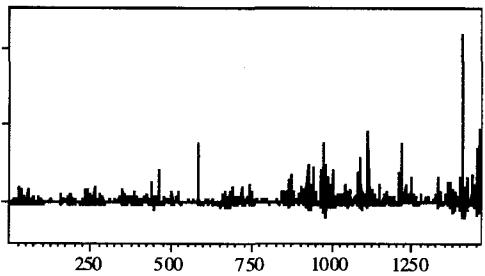


图 2 SHFE 铜市场对铝市场的波动溢出

图 1、图 2 分别是 SHFE 期铜市场与期铝市场的时变相关系数、期铜市场对期铝市场

的波动溢出。从图1中可以看出SHFE两个市场的时变相关系数始终为正,说明两个市场间的时变方差始终同向变化,对不确定信息,两个市场具有风险协同效应;而且,时变相关系数的均值为0.53,大多数情况下时变相关系数都大于0.5,可见风险的同向变化程度很高。图2表明,期铜市场对期铝市场的波动溢出均值为0.104,在绝大多数情况下都大于0。因此,期铜市场的意外冲击,将在期铝市场被放大,加剧期铝市场的波动,存在由期铜市场向期铝市场明显的正向风险传染。

四、国内金属期货市场“风险传染”的影响

上一部分的实证检验表明中国金属期货市场存在“风险传染”,它可能由基本面因素或纯粹因素的冲击引起,那么不同原因导致的“风险传染”有多大?这一部分将主要就这一问题进行研究。

中国期货市场与发达国家市场的发展路径并不完全相同。发达国家的期货市场的形成与发展是自下而上的,由微观向宏观,首先是由于市场个体的套期保值需求而产生;随着期货市场的参与者的增多,市场规模的扩大,期货价格逐渐显现出对现货价格的发现作用,期货价格与现货价格建立了极其紧密的联系,从而期货市场发挥出“无形的手”的功能,减小了宏观经济的波动(具体见图3)。中国的期货市场的形成与发展是自上而下的,由宏观向微观,首先是由于经济发展中为减小宏观经济波动,平抑价格改革时,上涨过快的物价而产生;随着期货市场的参与者的增多,市场规模的扩大,期货价格逐渐显现出对现货价格的套期保值作用(具体见图4)。宏观经济的内在要求是中国期铜、期铝这两个市场发展的主要共同推动力。我们将宏观经济因素作为这两个市场的共同基本面因素,研究“风险传染”中基本面因素、纯粹因素的不同作用;同时,在这一过程中我们也分析了“风险传染”对期铜市场、期铝市场和整体宏观经济的影响。



图3 发达国家期货市场的形成与发展

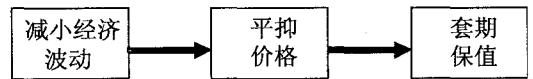


图4 中国期货市场的形成与发展

(一) 数据描述与方法选择

GDP是宏观经济状况的集中反映,但其数据过少,考虑到2000年以来中国经济主要由投资拉动,所以我们以固定资产投资的环比作为宏观经济变量。由于数据采集原因,在相同的样本区间中利用月度数据进行实证。期铜、期铝以复合月度收益率序列为研究对象。经过单位根检验以上三个序列均为平稳序列。月度数据并不存在明显的ARCH效应,因此采用VAR模型的方差分解对“风险传染”进行进一步研究。

一般VAR模型,通常假定扰动项 u_t 服从正态分布,对于小样本数据,估计会产生偏倚,而且可能造成严重后果(Bekaert等,1997)。Nicholls和Pope(1988)依据渐进理论给出OLS算子偏倚的修正式。Kim(2004)指出对于VAR模型的估计,渐进纠偏(Asymptotic Bias-Correction)比自助纠偏(Bootstrap Bias-Correction)有更好的小样本性质。方差分解可以刻画变量间动态关系,但是传统的方差分解都需要对新息进行正交化分解,其结果

会随着变量分解顺序的不同而不同,这种非恒定性质使得对结果的解释含糊不清。Pesaran 和 Shin(1997) 提出广义方差分解,广义方差分解不受变量排序的影响,并充分考虑了每期历史中所观测到的各个新息的相关关系,但是每个变量的方差分解之和不等于 1。只有当每个方程的新息相互无关时,正交分解与广义分解才会一致。

考虑以上原因,我们先采用 Kim(2004) 的渐进纠偏方法估计模型参数,然后通过广义方差分解进行分析。这里以 Sims(1980) 的小样本纠偏的似然比检验确定模型的滞后阶数为 1。

(二) VAR 的渐进纠偏估计

将 K 维 VAR(p) 模型 $Y_t = A_1 Y_{t-1} + L + A_p Y_{t-p} + u_t$, 变换为一阶滞后形式如下:

$$W_t = \Pi W_{t-1} + U_t \tag{7}$$

其中, $W_t = (Y_t', \dots, Y_{t-p+1}')'$, $U_t = (u_t', 0, \dots, 0)'$ 是 $Kp \times 1$ 的向量, $\Pi = \begin{pmatrix} A_* & A_p \\ I & 0 \end{pmatrix}_{Kp \times Kp}$, I 是 $K(p-1)$ 阶单位阵, 0 是 $K(p-1) \times K$ 阶零阵, $A_* = [A_1, \dots, A_{p-1}]$ 。

通常的 VAR(p) 模型是前向(Forward)模型,还有与之相对应的后向(Backward)模型 $Y_t = H_1 Y_{t+1} + L + H_p Y_{t+p} + v_t$, 变换为一阶滞后形式如下:

$$W_t = \Omega W_{t+1} + V_t \tag{8}$$

其中, $V_t = (0, \dots, 0, v_{t-p+1})'$ 是 $Kp \times 1$ 的向量, $\Omega = \begin{pmatrix} 0 & I \\ H_p & H_* \end{pmatrix}_{Kp \times Kp}$, $H_* = [H_{p-1}, \dots, H_1]$ 。

Π 和 Ω 纠偏后的算子可以表示为: $\Pi = \Pi - B_\Pi$, $\Omega = \Omega - B_\Omega$ 。其中, B_Π 、 B_Ω 分别是算子 Π 的偏倚量和算子 Ω 的偏倚量。

偏倚纠正 VAR 模型的计算步骤:首先,利用后向 VAR 求得 Ω , 并得到残差序列 $\{V_t\}$; 其次,随机抽取序列 $\{V_t\}$ 中的残差值,利用后向 VAR 生成原始数据的伪序列;然后,对伪序列利用前向 VAR 方法得到 Π ;最后,重复步骤 1 至 3 到指定的模拟次数,得到最终 Π 。

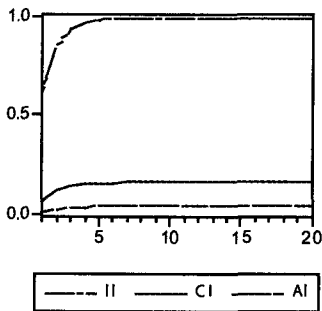


图 5 固定资产投资的广义方差分解
 II——固定资产投资冲击的贡献率;
 CI——SHFE 铜期货冲击的贡献率;
 AI——SHFE 铝期货冲击的贡献率。

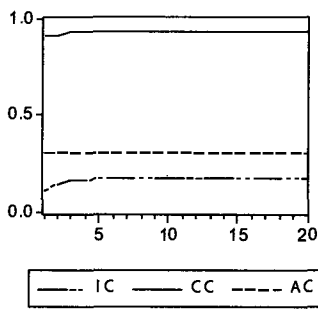


图 6 SHFE 铜期货的广义方差分解
 IC——固定资产投资冲击的贡献率;
 CC——SHFE 铜期货冲击的贡献率;
 AC——SHFE 铝期货冲击的贡献率。

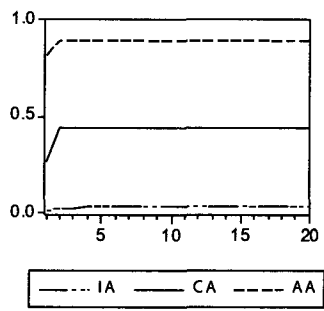


图 7 SHFE 铝期货的广义方差分解
 IA——固定资产投资冲击的贡献率;
 CA——SHFE 铜期货冲击的贡献率;
 AA——SHFE 铝期货冲击的贡献率。

(三)实证结果

图5给出了固定资产投资的方差分解结果。固定资产投资对自身的贡献率在前3期迅速增加,最后稳定在98.8%;SHFE期铜对固定资产投资的贡献率逐渐增加,在第3期以后趋于稳定,最后稳定在16.1%;SHFE期铝对固定资产投资的贡献率始终较低,在4.1%以下。

图6给出了SHFE期铜的方差分解结果。SHFE期铜对自身的贡献率始终在90%以上,最后稳定在92.9%;固定资产投资对SHFE期铜的贡献率逐渐增加,在第3期以后趋于稳定,最终达到17.3%;SHFE期铝对SHFE期铜的贡献率稳定在31.0%。

图7给出了SHFE期铝的方差分解结果。SHFE期铝对自身的贡献率在前2期迅速增加,最后稳定在89.8%;固定资产投资对SHFE期铝的贡献率逐渐增加,始终低于3.3%以下;SHFE期铜对SHFE期铝的贡献率在前2期迅速增加,最后稳定在44.5%。

从图5、图6、图7的结果可以看出:

第一,SHFE期铜、期铝受宏观经济层面的固定资产投资的影响有限,固定资产投资主要影响SHFE期铜,同时这一影响小于SHFE期铝对期铜的影响,固定资产投资对SHFE期铝的影响较小。这表明基本面的宏观经济冲击对SHFE金属期货市场对期铜、期铝的影响是非对称的,共同的宏观经济因素发生变化对两个品种的价格变动产生的作用差别较大。

第二,SHFE期铜、期铝的价格波动,主要受SHFE期铜、期铝自身和相互的影响,而相互影响中SHFE期铜对期铝的影响大于SHFE期铝对期铜的影响。由于共同因素对SHFE期铝的影响较小,表明市场中众多投机者的行为使得SHFE期铜的价格变动在很大程度上引导期铝价格变动,宏观经济风险也是由期铜市场向期铝市场传导的。这与前一部分得出存在SHFE期铜市场向期铝市场的单向波动溢出的结论相一致,期铜市场的价格剧烈波动将很可能是引致SHFE期铜市场、期铝市场之间的“风险传染”,投机者的行为对市场产生了反稳定作用。

第三,SHFE期铜、期铝对宏观经济层面的固定资产投资影响也具有非对称性,期铝对固定资产投资的影响小于期铜。

五、结论与进一步分析

通过前面的研究,可以得出以下结论:

第一,在SHFE期铜、期铝市场间,LME期铜、期铝市场间存在明显的均值溢出,但这并不能说明市场间存在“风险传染”。SHFE存在由期铜向期铝的单向波动溢出,而LME期铜和期铝间不存在波动溢出。由SHFE期铜市场、期铝市场之间投资者随机行为产生的波动溢出,会导致期铜市场的风险在期铝市场被放大,期铜的不稳定可能会引起期铝的不稳定,产生市场间的“风险传染”。

第二,从SHFE金属期货“风险传染”的内因看,由宏观经济的共同基本面因素产生的比例较小,由纯粹因素产生的比重较大。

第三,SHFE 金属期货的价格变动会对宏观经济产生作用,但这种的作用是非对称的,它主要来自于期铜市场,期铜是金属期货市场向宏观经济传导风险的主要来源。

我们认为国际期货市场产生与发展是由于生产者、使用者和中间商在响应获利机会时自发倡导、组织和实行的,属于诱致性制度变迁下的产物。它由微观个体规避价格风险的要求,即套期保值的需求出发,经过长期的发展,通过不断完善的规则和信息技术,逐渐形成一个公开的自由竞争的市场,各个期货市场相对独立。而我国期货市场是在计划经济向市场经济转轨时期,在大规模制度推进下,政府直接组建的,此种产生过程属于强制性制度变迁的范畴。具体而言,这种建立过程从宏观政策角度出发先形成市场,而后通过政府主体的指导,由期货市场创造微观的交易个体。1999 年中国期货市场清理整顿基本完成后,铜期货是 SHFE 主要推出产品,投资者较为青睐这一交易品种,现在上海已成为亚洲最大的铜期货交易中心,而与之相比较铝期货市场较少受人们关注。在 SHFE 市场中,无论在市场规模、交易量、流动性等方面,铜期货长期大于铝期货;而且,已有的经验证据表明铜期货市场的效率要高于铝期货市场,如华仁海(2005)、张屹山(2006)等。相对而言,期铜市场对信息的反应速度更快,有更多投资者积极参与市场定价,人们更容易认为铜期货的价格波动更加迅速、正确的反应了信息。同时,铜和铝都是我国经济发展中的重要金属原料,其需求具有很大程度的相关性,现货价格波动也具有较高的相似性。由于期货价格与现货价格具有极其紧密的联系,使得市场中的交易者可能认为铜、铝属于同一种风格的“金属期货”投资品种。因此,投资者就容易纯粹基于铜期货的价格波动推测铝期货价格变动,使得 SHFE 铜期货的价格波动领导 SHFE 铝期货的波动,产生铜期货市场向铝期货市场的单向“风险传染”。

正是由于我国铜期货、铝期货市场存在这种特有的单向“风险传染”,进一步经由现货市场的价格传导,致使铜期货、铝期货与宏观经济之间作用的非对称性。首先,宏观经济基本面因素冲击在效率更高的铜期货市场得到迅速反映,宏观经济基本面因素在铝期货市场的直接反映较少,主要是基于铜期货市场的价格变动将信息传导到铝期货市场。铜期货市场的领导地位,使得铜期货的价格冲击,更容易在铝市场与宏观经济间形成反馈。这样投机者对期铜市场的攻击就可能会激发出大众的羊群效应心理,导致铝期货价格与宏观经济的意外波动。特别,期货市场具有杠杆效应,这就使得对期货价格的攻击比对现货价格的攻击更加容易。因此,铜期货价格的“错误”最有可能传染到其它市场,形成价格联动,单一市场风险被放大,影响宏观经济的整体发展。

我们提出如下政策建议:

- 第一,近期评估、监测中国金属期货市场风险,应该主要以 SHFE 铜期货市场为依据;
- 第二,推出新金属期货品种需把握时机,应该尽量避免在铜期货价格的波动较大时候,以免金属期货市场的纯粹因素导致新上市品种被传染风险,发生较大价格波动。
- 第三,要进一步培育铝期货市场,增加其独立性,更好发挥其市场功能,提高效率。

参 考 文 献

[1] 华仁海,2005:《现货价格和期货价格之间的动态关系:基于上海期货交易所的经验研究》,《世界经济》第 8 期,第

32-39页。

- [2] 王群勇、王国忠, 2005, 《沪市A、B股市场间信息传递模式研究》, 《现代财经》第6期, 第25-29页。
- [3] 张屹山、方毅、黄琨, 2006, 《中国期货市场功能及国际影响的实证研究》, 《管理世界》第4期, 第28-34页。
- [4] Barberos, N., and Shleifer, A., 2003, “Style Investing”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 68:161-199.
- [5] Barsky, R. B., 1989. “Why don't the Prices of Stocks and Bonds Move together?”, *American Economic Review*, Vol. 79:1132-1145.
- [6] Bekaert, G., Hdrick, R. J., and Marshall, D. A., 1997, “On Biases in Tests of the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 44:309-348.
- [7] Bollerslev, T. P., Engle, R. F., and Wooldridge, J. M., 1988, “A Capital-Asset Pricing Model with Time-Varying Coefficients”, *Journal of Political Economy*, Vol. 96:116-131.
- [8] De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L., and Waldmann, R., 1990, “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation”, *Journal of Finance*, Vol. 45:375-395.
- [9] Engle R. F., and Kroner K. F., 1995, “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, *Econometric Theory*, Vol. 11: 122-150.
- [10] Hardouvelis, G., 1988, “Evidence on Stock Market Speculative Bubbles: Japan, the United States, and Great Britain”, *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Vol. 13:4-16.
- [11] Kavajecz, K. A., and White, E. R., 2001, “Volatility and Market Structure”, *Journal of Financial Markets*, Vol. 4: 359-384.
- [12] King, M. A., and Wadhvani, S., 1990, “Transmission of Volatility between Stock Markets”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 3:5-33.
- [13] Kim, J. H., 2004, “Bias-corrected Bootstrap Prediction Regions for Vector Autoregression”, *Journal of Forecasting*, Vol. 23: 141-154.
- [14] Masih, A. M. M., Masih, R., 1999, “Are Asian Stock Market Fluctuations due mainly to Intra-regional Contagion Effects? Evidence based on Asian Emerging Stock Markets”, *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 7: 251-282.
- [15] Nicholls, D. F., and Pope, A. L., 1988, “Biases in Estimators of Multivariate Autoregressions”, *Australian Journal of Statistics*, Vol. 30: 296-309.
- [16] Pesaran, M. H., and Shin, Y., 1997, “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economics Letters*, Vol. 58: 12-79.
- [17] Reinhart, C., and Calvo, S., 1996. “Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?”, *Policy Research Working Paper Series 1619*, The World Bank.
- [18] Shiller, R. J. and Beltratti, A. E., 1992, “Stock Prices and Bond Yields: Can Their Comovements be explained in Terms of Present Value Models?”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30:25-46.
- [19] Sims, C. A., 1980, “Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, Vol. 48:1-49.
- [20] Soydemir, G., 2000, “International Transmission Mechanism of Stock Market Movements: Evidence from Emerging Equity Markets”, *Journal of Forecasting*, Vol. 19:149-176.
- [21] Susmel, R., and Engle, R. F., 1994, “Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 13:3-25.

附录 1

对一般的 N 变量 BEKK(p, q) 模型, 考虑波动溢出效应, 我们忽略常数项和外生变量有

$$h_{ij} = \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^q \left(\sum_{n=1}^N b_{nj, mk} \varepsilon_{n, t-m} \right)^2 + \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^p \left(\sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N g_{nj, mk} h_{nl, t-m} g_{li, mk} \right)$$

那么, 对于 $i \neq j$, 对任意的 $k (1 \leq k \leq K)$, 有

当 $1 \leq v \leq q$, 有

$$\frac{\partial h_{ij}}{\partial \varepsilon_{i,(t-v)k}} = b_{ij,vk} \left(2 \sum_{n=1}^N b_{nj,vk} \varepsilon_{n,t-v} - b_{ij,vk} \varepsilon_{i,t-v} \right) + \sum_{m=1}^{v-1} g_{ij,km} \left(2 \sum_{n=1}^N g_{nj,mk} \frac{\partial h_{in,t-m}}{\partial \varepsilon_{i,(t-v)k}} - g_{ij,mk} \frac{\partial h_{ii,t-m}}{\partial \varepsilon_{i,(t-v)k}} \right);$$

$$\text{当 } 1 \leq v \leq p, \text{ 有 } \frac{\partial h_{ij}}{\partial h_{i,(t-v)k}} = \sum_{m=1}^v g_{ij,km} \left(2 \sum_{n=1}^N g_{nj,mk} \frac{\partial h_{in,t-m}}{\partial h_{i,(t-v)k}} - g_{ij,mk} \frac{\partial h_{ii,t-m}}{\partial h_{i,(t-v)k}} \right)。$$

如果 B, G 中非对角元素中任意 $b_{ij,mk}, g_{ij,mk}$ 都取 0, 则不存在由变量 i 对变量 j 的波动溢出。

如果 B, G 中非对角元素中 $b_{ij,mk}, g_{ij,mk}$ 不全为零, 可定义由 H_t 得到的时变方差 $\{h_{ij,t}\}$ 与由 H_t 中的 B, G 中非对角元素中任意 b_{ij}^{mk}, g_{ij}^{mk} 都取 0 得到的 $\{h'_{ij,t}\}$ 之间的差值为变量 i 对变量 j 的波动溢出项 $SH_{ij} = \{sh_{ij,t}\}$, 则:

$$sh_{ij,t} = \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^q b_{ij,mk} \left(2 \sum_{n=1}^N b_{nj,mk} \varepsilon_{n,t-m} - b_{ij,mk} \varepsilon_{i,t-m} \right) + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^p g_{ij,mk} \left(2 \sum_{n=1}^N g_{nj,mk} h_{in,t-m} - g_{ij,mk} h_{ii,t-m} \right)。$$

Abstract: This paper investigates “Risk Contagion” in domestic and foreign metal futures markets, and the authors give a definition of Volatility Spillover Term. Firstly it can be found that domestic market has a special directional volatility spillover from copper (Cu) to aluminum (Al), and the unpredictable behavior leads to Cu market risks being magnified in Al market. Moreover, the main reason of volatility spillover is not the macro-economical factors. The paper also finds that there exists dissymmetry between domestic metal futures market and macro-economy shocks, as well as between the change of domestic metal futures price and macro-economy. Finally, the authors suggest to manage the risk of Cu future and avoid launching new metal futures while there is a big volatility of Cu future price, and further improve Al future market.

Key words: risk contagion, volatility spillover, variance decomposition

(责任编辑:杨骏)(校对:LN)