

上海黄金市场与伦敦黄金市场价格联动关系研究

魏晓琴,潘妍霞,陈慧芳

(中国海洋大学 经济学院,山东 青岛 266100)

摘要:中国已经连续四年成为世界第一产金大国,我国的黄金市场对国际金市的影响日益凸显。研究国际金市与国内金市价格的联动性规律既可以考量我国黄金市场的开放程度,又可以考量我国黄金市场对国际金价的影响。以国内外黄金市场价格的联动性为研究对象,以上海黄金交易所和伦敦黄金交易所为例,通过运用向量自回归模型VAR与Johansen协整检验及误差修正模型、Granger因果检验及脉冲响应分析、方差分析的方法,证明在国内外黄金市场价格在向市场均衡价格调整的动态过程中,国内外黄金价格存在联动性,黄金期货推出后,上海黄金市场价格的波动受伦敦黄金市场价格波动的影响程度显著增大。

关键词:黄金价格;联动性;协整检验;Granger因果检验;脉冲响应

文章编号:1003-4625(2012)03-0046-07 中图分类号:F830.94 文献标志码:A

一、引言

2002年10月30日,上海黄金交易所正式运行标志着中国黄金市场开始对内开放。2007年6月,中国人民银行正式批准上海黄金交易所吸收外资银行的申请,为推出更多金融衍生产品奠定基础。2008年1月9日,黄金期货在上海期货交易所挂牌交易,实现了中国黄金市场由商品市场向金融市场的转变。2010年以来,国际黄金价格不断冲破整数大关,国际金价已经从2002年10月30日316.55美元/盎司升至2011年10月31日的1722美元/盎司。美国两轮量化宽松货币政策的出台,预示着美国宽松货币政策将长期维持,在加剧全球性货币竞相贬值的同时,迫使各国央行纷纷买入黄金作为储备资产,黄金价格不断创出历史新高。

黄金市场是我国新兴的金融市场,其价格受到经济发展状况、通货膨胀率、黄金企业、美元汇率等因素的共同作用,并与国际黄金市场价格联动。面对复杂多变的国际形势,处在发展初期的我国黄金市场面临众多的挑战。

二、文献综述

Akgiray et al (1991)发现黄金价格的变动具有时

间依赖性^[1]。E Panas(2001)分析了两个重要的非线性模型——长期记忆模型和混沌模型,并观察了伦敦金属市场的各类金属价格变化的特点,发现锡金属价格变化表现为混沌模型的状态,铝的价格变化符合长期记忆模型,还有镍价格变化的短期记忆模型以及锌价的反持续性过程特点^[2]。Sam Mirmirani、H C LI(2003)利用神经网络模型及遗传算法,通过对NYMEX十年黄金价格数据的分析,认为金价波动存在短期自相关性^[3]。Giam Quang Do、Michael Mcaleer等(2009)通过GARCH(1,1)模型和GJR(1,1)模型,研究了国际黄金市场对东南亚五国新兴股票市场收益和波动性的影响^[4]。Shahriar Ahafiee、Erkan Topal(2010)建立了长期趋势的跳跃-分散模型,综合长期趋势回归、价格分散、价格跳跃三方面特点,对未来黄金价格进行了估计^[5]。P K Mishra、J R Das、S K Mishra(2010)建立了误差修正模型,研究了印度国内金价和股票市场收益的关系,推断两者关系密切,可以互相预测对方市场动态^[6]。郑辉、王斌会(2009)通过对Kantehardt的MF-DFA改进,形成了基于重叠平滑窗口的MF-DFA(OSW-MF-DFA)法,对上海黄金市场和东京期金市场进行了多重分形和市场风

收稿日期:2012-02-15

基金项目:2011教育部人文社科研究规划基金一般项目(11YJA790160)。

作者简介:魏晓琴(1966-),女,山西大同人,副教授,博士,研究方向:国际金融;潘妍霞(1987-),女,山东烟台人,硕士研究生;陈惠芳(1987-),女,山东聊城人,硕士研究生,研究方向:国际金融。

险研究^[7]。温博慧(2010)建立起了R/S模型,证实了国内外黄金价格波动均存在一定的集聚性和持续性,且国外强于国内,但国内黄金价格波动由强持续性向弱持续性演化的速度更快^[8]。

正如央行行长周小川2004年9月在伦敦金银市场协会(LBMA)上海年会上表示的那样,中国黄金市场应当逐步实现三个转变:从商品交易为主向金融交易为主的转变、由现货交易为主向期货交易为主的转变、由国内市场向国际市场的转变^[9]。在中国黄金市场逐步开放的今天,国内黄金市场与国际黄金市场的联系日益紧密,其波动性研究日益凸显其重要性,在开放过程中,黄金金融衍生品的推出是开放的一个重要特征。本文从分析国内外黄金市场黄金价格的联动性出发,对如何选择恰当的时期推出,以及推出后国内市场如何受国际市场的影响进行了研究。

三、方法介绍

(一)向量自回归模型VAR与Johansen协整检验及误差修正模型(VECM)

向量自回归模型是基于数据的统计性质建立的,VAR模型把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量滞后值的函数来构造模型,从而将单变量自回归模型推广到有多元时间序列变量组成的向量自回归模型。本文首先对国内外黄金价格进行自回归,描述市场价格形成的动态过程。然后通过Johansen协整检验及误差修正模型(VECM),描述模型由偏离均衡状态调整到均衡状态的调整过程,为描述推出中国黄金期货的影响提供了基础。

协整检验的目的一方面是决定一组非平稳序列是否是协整的。表示误差修正项符号应为负,表明误差修正机制是一个负反馈系统。通过误差修正机制实现了变量间的均衡。另一方面,变量间的均衡又为误差修正建立了调目标。一旦出现偏离均衡线的点,如果经济冲击的作用没有发生,则偏离均衡线的点将在误差修正的作用下,回复到均衡线上,这种回复的修正速度就是误差修正模型中协整误差项前的系数 b 。这也就是协整与误差修正的关系。

(二)Granger因果检验

变量之间因果关系的实证检验,通常采用Granger提出的因果检验方法。通过Granger因果检验,探究国内外黄金市场价格波动的相互影响的关系,尤其是在黄金期货推出后的影响关系。

Granger因果检验是基于:如果一个事件Y是另一个事件X的原因,则事件Y应领先于事件X,这一原理而由Granger提出的。因此,如果加入变量Y的

滞后项,不能显著改善对变量X的预测,则认为变量Y不是变量X的Granger原因。

(三)脉冲响应分析

在实际应用中,由于VAR模型是一种非理论性的模型,它无需对变量作任何先验性约束,因此在分析VAR模型时,往往不分析一个变量的变化对另一个变量的影响如何,而是分析当一个误差项发生变化,或者说模型受到某种冲击时对系统的动态影响,这种分析方法称为脉冲响应函数(IRF)。

在本文中,该方法用来分析中国黄金期货推出后,对国内外黄金市场价格波动幅度的影响。

(四)方差分析

脉冲响应函数描述的是VAR模型中的一个内生变量的冲击及给其他内生变量所带来的影响。而方差分析是通过分析内生变量的冲击对内生变量变化(通过用方差来度量)的贡献度,评价不同内生变量的重要性。因此,方差分析给出对每一个VAR模型中的变量产生影响的每个随机项的相对重要性的信息。

四、数据的选取

本文选取伦敦标准黄金现货的下午定盘价作为国际黄金价格的代表,上海Au99.95黄金现货收盘价作为国内黄金价格的代表。选取这两种价格是基于以下原因:首先,在国际黄金市场中,伦敦是全球主要黄金买卖和交收中心,伦敦黄金市场历史悠久,其标准黄金现货价格是世界上最主要的黄金价格,也是国际金价波动的晴雨表,广泛应用于生产商、消费者和中央银行作为中间价参考,因此伦敦金价格作为国际黄金价格的代表具有合理性;上海黄金现货价格代表了我国整体黄金价格水平,也是国际上采用的中国黄金价格的代表,上海黄金价格代表我国金价也是合理的。其次,伦敦标准黄金现货为伦敦本地、纯度不低于99.5%的标准金块,而上海黄金交易所的主要品种为纯度在99.95%以上的Au99.95金,二者在品质上具有一致性。再次,从时区分布上看,上海黄金市场与伦敦黄金市场的交易时间联系紧密。

选取的数据时间跨度为2002年10月30日到2011年3月4日。由于不同市场上节假日不太一致,因此,为保持数据配对,删除所有非配对数据,这样得到的配对数据的个数为1947个。由于伦敦黄金市场的黄金报价为美元/盎司,而上海黄金交易所的黄金报价为人民币元/克,为保持一致,将人民币报价的黄金报价统一折算成美元/盎司报价,其中1盎司=31.1035克,人民币对美元的汇率采用国家外

【问题探讨】

汇管理局网站统计数据库中提供的人民币基准汇价。

为叙述方便将上海黄金市场的价格序列记为SHP,伦敦黄金市场的价格序列记为LDP。由于变量的自然对数变换不改变原来变量之间的协整关系,并且能够使得数据的趋势线性化,同时可以消除时间序列之间异方差现象,所以对以上的所有变量取自然对数,分别得到处理后的变量,即LSHP和LLDP。为了分析更加客观,本文以2008年1月9日推出黄金期货为界,把整个时间序列划分为两阶段,即2002年10月30日至2008年1月8日、2008年1月9日到2011年3月4日为研究的两个子样本,分别有1216、731个样本,记为LSHP1、LLDP1和LSHP2、LLDP2。通过两段子样本的对比研究,考察上海黄金市场和伦敦黄金市场联动关系在黄金期货推出前后是否有明显变化。

数据来源为上海交易所、伦敦金银协会、国泰安经济金融实证研究数据库,所使用的软件是Eviews5.0。

五、建立模型

(一)向量自回归模型VAR与Johansen协整检验及误差修正模型(VECM)

首先,选取滞后阶数。

将推出黄金期货前样本期间的上海黄金价格的对数序列(LSHP1)和伦敦黄金价格的对数序列(LLDP1)分别作为内生向量建立向量自回归模型,在建模过程中根据AIC及SC值最小的准则反复试验从而选取最佳滞后阶数(4)。

表1 单位根检验表

变量	检验形式	T统计量	1%临界值	结果
LSHP	(c,2,0)	-0.323812	-3.433514	不平稳
D LSHP	(0,1,0)	-30.17547	-2.566152	平稳
LLDP	(c,0,t)	-3.713395	-3.962765	不平稳
D LLDP	(0,5,0)	-18.41482	-2.566155	平稳
LSHP1	(c,16,t)	-2.701009	-3.965719	不平稳
D LSHP1	(0,15,0)	-7.402761	-2.566892	平稳
LLDP1	(c,4,t)	-2.70526	-3.965642	不平稳
D LLDP1	(0,5,0)	-14.19901	-2.566876	平稳
LSHP2	(c,0,t)	-2.544351	-3.970673	不平稳
D LSHP2	(0,16,0)	-7.210571	-2.568209	平稳
LLDP2	(c,0,t)	-2.605465	-3.970673	不平稳
D LLDP2	(0,0,0)	-26.83971	-2.568138	平稳

注:在(c,x,t)中,c表示时间序列有截距项,c=0表示没有截距项,x的取值为AIC准则给出的滞后阶数,t表示有时间趋势相,t=0表示该时间序列没有时间趋势项。所有结果均由Eviews5.0软件给出。

同理,将推出黄金期货后样本期间的上海黄金价格的对数序列(LSHP2)和伦敦黄金价格的对数序列(LLDP2)分别作为内生向量建立向量自回归模型,在建模过程中根据AIC及SC值最小的准则反复试验从而选取最佳滞后阶数(6)。

其次,进行单位根检验。

两个变量之间存在协整关系的前提是变量具有相同的单整阶数,因此在建立协整模型之前,要先依据ADF法检验各变量的单整阶数。

表1结果表明,所有变量都是一阶单整,满足对相关变量做协整检验的前提条件。

再次,进行协整检验。

协整描述的是变量之间的长期稳定的均衡关系,同时VAR模型变量之间协整关系一般使用johnsen法检验。按照划分的两个阶段,为LSHP1、LLDP1和LSHP2、LLDP2进行协整检验。我们选用序列有线性趋势项而协整方程只有截距项的检验形式,利用Eviews5.0得出结果如表2所示。

表2 VAR模型的协整关系检验

模型	原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P值
黄金期货推出前	None	0.053443	72.51474	20.26184	0.0000
	At most 1	0.004944	6.001981	9.164546	0.1905
黄金期货推出后	None	0.074383	57.81312	20.26184	0.0000
	At most 1	0.002554	1.851522	9.164546	0.8071

由表2可得,黄金期货推出前后,上海黄金价格和伦敦黄金价格都存在唯一的协整关系。协整方程为式6所示:

黄金期货推出前CE(1):

$$LSHP1=0.993702 LLDP1+0.041186 \quad (1)$$

(0.00382) (0.02360)

黄金期货推出后CE(2):

$$LSHP2=1.006423 LLDP2+0.039978 \quad (2)$$

(0.00438) (0.03036)

由协整方程可知,黄金期货推出前后,国内外黄金价格表现出显著的同向变动趋势,黄金期货推出前,上海黄金价格对伦敦的黄金价格的长期弹性系数为0.993702,黄金期货推出后,上海黄金价格对伦敦的黄金价格的长期弹性系数为1.006423。

最后,建立误差修正模型(VECM)。

根据以上建立的协整关系,进一步建立误差修正模型(VECM),误差修正模型已经剔除了t统计量不显著的滞后项,中括号里面的数字为方程系数的t统计量具体模型估计形式如下:

上海黄金期货推出前的VECM方程:

$$d(\text{lshp1}) = -0.154424\text{ecm}(-1) + \sum_{i=1}^4 k_i d(\text{lshp1}(-i)) \quad (0.202981)$$

$$+ \sum_{n=1}^4 k_n d(\text{lldp1}(-n)) + c \quad (3)$$

(其中K为各滞后项的系数)

$$d(\text{lldp1}) = -0.071619\text{ecm}(-1) + \sum_{i=1}^4 k_i d(\text{lshp1}(-i)) \quad (0.03835)$$

$$+ \sum_{n=1}^4 k_n d(\text{lldp1}(-n)) + c \quad (4)$$

上海黄金期货推出后的VECM方程：

$$d(\text{lshp2}) = -0.332731\text{ecm}(-1) + \sum_{i=1}^6 k_i d(\text{lshp1}(-i)) \quad (0.07286)$$

$$+ \sum_{n=1}^6 k_n d(\text{lldp1}(-n)) + c \quad (5)$$

$$d(\text{lldp2}) = -0.059850\text{ecm}(-1) + \sum_{i=1}^6 k_i d(\text{lshp1}(-i)) \quad (0.10046)$$

从上面的模型看出,4个误差修正模型均有比较好的拟合性质,且均具有显著为负的调整系数,说明短期一旦偏离长期均衡状态,则在下一期进行反向修正。从系数的具体估计值来看,在中国黄金期货推出之前,国际黄金市场在短期波动偏离长期均衡时,将以0.07的调整力度修正到均衡状态,而国内黄金市场在短期波动偏离均衡时,调整力度是0.15的调整力度修正到均衡状态。在中国黄金期货推出之后,国际黄金市场在短期波动偏离长期均衡时,将以0.05的调整力度修正到均衡状态,而国内黄金市场在短期波动偏离均衡时,以0.33的调整力度修正到均衡状态。由此可知,在我国推出黄金期货后,我国黄金价格调整力度有所下降,这与我国黄金市场逐步建立、完善有关系,市场性越来越强,此种情况和我国现实状况相吻合。

(二)Granger 因果检验

由于上述两个子样本都有比较好的协整关系,对其做Granger因果检验,检验结果如表3。

表3表明,无论是在我国推出黄金期货的前还是后,上海黄金市场的价格都不能影响伦敦黄金市场价格,而伦敦黄金市场价格在我国推出黄金期货前后都对上海黄金价格有单向引导作用。我国在国际黄金市场还没有定价权,这与我国世界第一大黄金

生产国和第二大黄金消费国的身份不符。根据检验结果的P值可以看出,在我国黄金期货推出后,我国黄金市场对国际黄金市场的影响能力逐渐增强。

表3 Granger 因果检验表

模型	原假设	F	P值	结果
我国黄金期货推出前	LSHP1 does not Granger Cause LLDP1	2.58801	0.07559	接受
	LLDP1 does not Granger Cause LSHP1	314.829	9.E-111	拒绝
我国黄金期货推出后	LSHP2 does not Granger Cause LLDP2	0.40036	0.67023	接受
	LLDP2 does not Granger Cause LSHP2	182.491	6.7E-65	拒绝

(三)脉冲响应分析

VAR模型平稳性检验,根据各个模型的AR根图,如果被估计的VAR模型的所有根模的倒数全部落在单位圆圈内,那么该VAR模型是稳定的,有落在圆圈外的情况,则说明该模型不稳定,不适应脉冲响应分析。

(1)上海黄金期货推出前VAR模型符合稳定性条件,如图1所示。可以进行脉冲响应分析,分析结果如图2和图3所示。

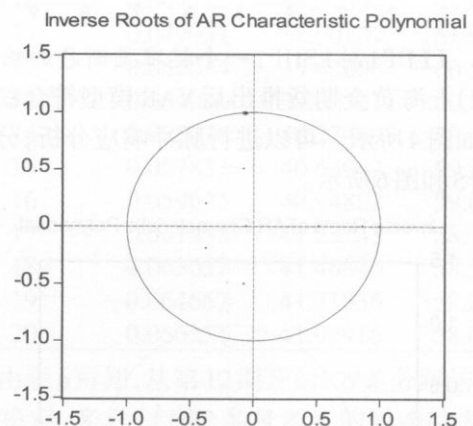


图1 黄金期货推出前VAR模型平稳性检验

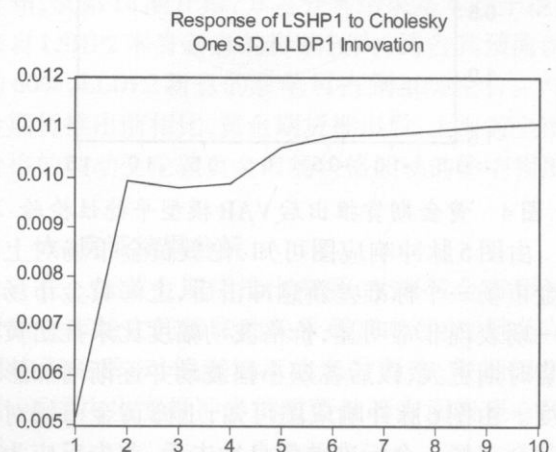


图2 LSHP1对LLDP1一个标准差新息的响应

由图2脉冲响应图可知,伦敦黄金市场对上海黄金市场一个标准差新息冲击后,上海黄金市场在

【问题探讨】

第一期表现非常明显,价格波动幅度将达到1%,以后各期小幅波动并逐渐增加影响力度,价格幅度最高达到1.1%。由图3脉冲响应图可知,上海黄金市场对伦敦黄金市场一个标准差新息冲击后,伦敦黄金市场在第一期表现不明显,在第二期到第四期表现明显,大约达到1.4%,在第五期呈下降趋势,而后各期逐渐上升。

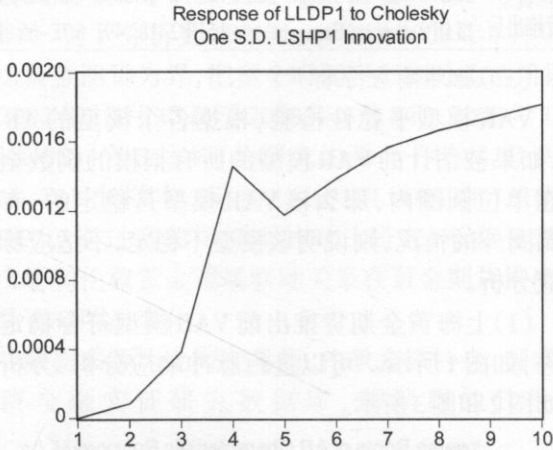


图3 LLDP1对LSHP1一个标准差新息的响应

(2)上海黄金期货推出后VAR模型符合稳定性条件,如图4所示。可以进行脉冲响应分析,分析结果如图5和图6所示。

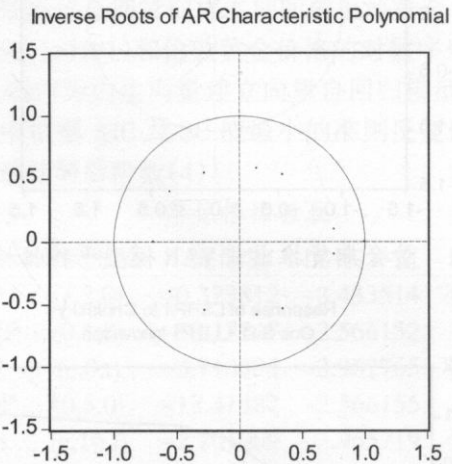


图4 黄金期货推出后VAR模型平稳性检验

由图5脉冲响应图可知,伦敦黄金市场对上海黄金市场一个标准差新息冲击后,上海黄金市场在第一期表现非常明显,价格波动幅度比未推出黄金期货时期更大,以后各期小幅波动并逐渐增加影响力度。由图6脉冲响应图可知,上海黄金市场对伦敦黄金市场一个标准差信息冲击后,首先反应为负效应,在第5期达到最大幅度的负效应,从此负效应逐渐减弱,在第八期负效应消失,以后逐渐转为正效应。

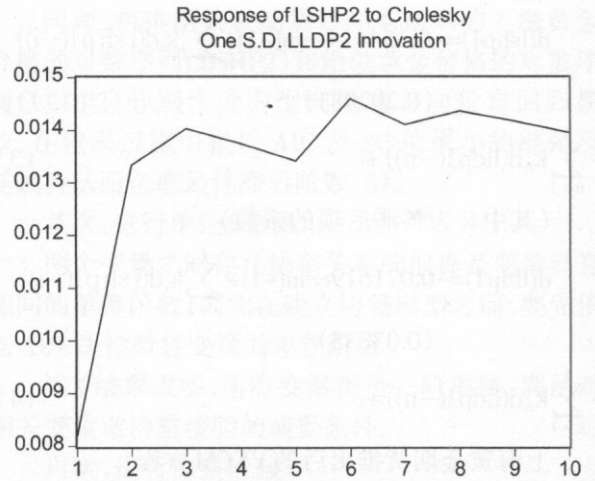


图5 LSHP2对LLDP2一个标准差新息的响应

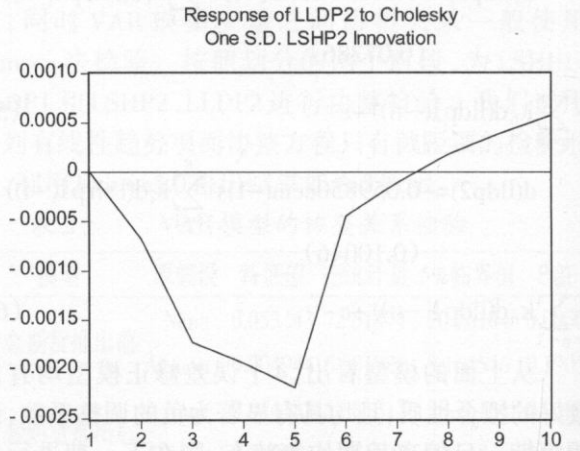


图6 LLDP2对LSHP2一个标准差新息的响应

(四)方差分析

下面分别对黄金期货推出前后VAR模型进行方差分解。

表4 LLDP1的方差分解

Period	S.E.	LLDP1	LSHP1
1	0.009012	100.0000	0.000000
2	0.012968	99.99891	0.001090
3	0.015948	99.99758	0.002423
4	0.018694	99.84774	0.152265
5	0.021119	99.72201	0.277993
6	0.023263	99.53817	0.461835
7	0.025216	99.32090	0.679098
8	0.027008	99.07365	0.926352
9	0.028668	98.81110	1.188899
10	0.030221	98.53499	1.465010
11	0.031685	98.25290	1.747097
12	0.033071	97.96804	2.031959
13	0.034391	97.68406	2.315941
14	0.035653	97.40334	2.596657
15	0.036865	97.12793	2.872071
16	0.038030	96.85922	3.140785
17	0.039155	96.59827	3.401729
18	0.040243	96.34581	3.654192
19	0.041297	96.10229	3.897708
20	0.042320	95.86798	4.132019

(1)黄金期货推出前VAR模型方差分解如表4、

表5所示。

Period	S.E.	LLDP1	LSHP1
1	0.009012	0.000000	100.0000
2	0.012968	15.07162	84.92838
3	0.015948	19.59461	80.40539
4	0.018694	23.52776	76.47224
5	0.021119	25.50632	74.49368
6	0.023263	27.13847	72.86153
7	0.025216	28.26423	71.73577
8	0.027008	29.17380	70.82620
9	0.028668	29.88312	70.11688
10	0.030221	30.47236	69.52764
11	0.031685	30.96360	69.03640
12	0.033071	31.38468	68.61532
13	0.034391	31.74898	68.25102
14	0.035653	32.06887	67.93113
15	0.036865	32.35218	67.64782
16	0.038030	32.60538	67.39462
17	0.039155	32.83319	67.16681
18	0.040243	33.03944	66.96056
19	0.041297	33.22714	66.77286
20	0.042320	33.39873	66.60127

Period	S.E.	LLDP2	LSHP2
1	0.009012	100.0000	0.000000
2	0.012968	99.99891	0.001090
3	0.015948	99.99758	0.002423
4	0.018694	99.84774	0.152265
5	0.021119	99.72201	0.277993
6	0.023263	99.53817	0.461835
7	0.025216	99.32090	0.679098
8	0.027008	99.07365	0.926352
9	0.028668	98.81110	1.188899
10	0.030221	98.53499	1.465010
11	0.031685	98.25290	1.747097
12	0.033071	97.96804	2.031959
13	0.034391	97.68406	2.315941
14	0.035653	97.40334	2.596657
15	0.036865	97.12793	2.872071
16	0.038030	96.85922	3.140785
17	0.039155	96.59827	3.401729
18	0.040243	96.34581	3.654192
19	0.041297	96.10229	3.897708
20	0.042320	95.86798	4.132019

由表4可知,从第12期开始,方差分解结果基本趋于稳定,来自LLDP1本身新息的影响较大,约占

其预测误差的97%。LSHP1新息的影响较弱。由表5可知,从第13期开始,方差分解结果基本趋于稳定,来自LSHP1本身新息的影响较大,约占其预测误差的68%,LLDP1新息的影响可占到34%左右。这说明上海黄金市场价格的波动主要受上海黄金价格变化的影响,同时也受伦敦黄金市场价格变化的影响。

(2)黄金期货推出后VAR模型方差分解如表6、表7所示。

Period	S.E.	LLDP2	LSHP2
1	0.015288	0.000000	100.0000
2	0.021641	22.95611	77.04389
3	0.026683	28.72901	71.27099
4	0.030799	32.02295	67.97705
5	0.034252	33.21246	66.78754
6	0.037386	34.76241	65.23759
7	0.040263	35.86041	64.13959
8	0.042914	36.83469	63.16531
9	0.045390	37.61826	62.38174
10	0.047722	38.31096	61.68904
11	0.049931	38.90107	61.09893
12	0.052034	39.42006	60.57994
13	0.054046	39.87331	60.12669
14	0.055976	40.27469	59.72531
15	0.057833	40.63042	59.36958
16	0.059625	40.94802	59.05198
17	0.061358	41.23243	58.76757
18	0.063037	41.48840	58.51160
19	0.064667	41.71956	58.28044
20	0.066251	41.92916	58.07084

由表6可知,从第12期开始,方差分解结果基本趋于稳定,来自LLDP2本身新息的影响较大,约占其预测误差的98%。LSHP2新息的影响较弱。由表7可知,从第14期开始,方差分解结果基本趋于稳定,来自LSHP2本身新息的影响较大,约占其预测误差的60%,LLDP2新息的影响可占到40%左右。与黄金期货推出前相比,黄金期货推出后,上海黄金市场价格的波动受伦敦黄金市场价格波动的影响程度增大。

六、实证结果分析

在上海黄金期货推出前后,上海黄金市场和伦敦黄金市场之间的联动关系都基本存在,但是在长期均衡关系、对偏离均衡状态的调整、短期因果关系、不同内生变量冲击的重要性等方面表现有所不同。

首先,在长期稳定关系方面,黄金期货推出前后,国内外黄金价格表现出显著的同向变动趋势。黄金期货推出前,上海黄金价格对伦敦黄金价格的

长期弹性系数为0.993702,黄金期货推出后,上海黄金价格对伦敦黄金价格的长期弹性系数为1.006423。弹性系数变大,说明伦敦黄金价格对我国黄金市场价格的影响变大。我国黄金市场是一个非理性的市场,黄金期货市场投资者大部分是以投机为目的的散户,投机气氛比国际黄金市场更加浓厚,使得价格波动剧烈,甚至与现货市场价格出现偏离。面对国际价格更加敏感的价格机制,我国必须培育更多的机构投资者,在一定程度上保证黄金期货市场的稳定和功能的发挥。

其次,在短期因果关系检验方面,通过Granger因果关系检验,无论是在我国推出黄金期货的前后,上海黄金市场的价格都不能影响伦敦黄金市场价格,而伦敦黄金市场价格在我国推出黄金期货前后都对上海黄金价格有单向引导作用。同时在我国黄金期货推出后,我国黄金市场对国际黄金市场的影响能力逐渐增强。我国连续四年是世界第一产金大国,对黄金的需求也随着经济的发展逐步上升。尤其在经历金融危机洗礼、各国均不同程度地受负面影响之后,这种趋势仍然未变。可以看出这是一个提高我国在国际金价地位的有利时机,我国要制定可行计划,引进恰当机制和配套措施,以谋求我国在国际黄金市场的定价权。

再次,在对偏离均衡状态的调整方面,无论上海黄金价格推出前后,误差修正模型都有比较好的拟合性质,且均具有显著为负的调整系数,说明短期一旦偏离长期均衡状态,则在下一期进行反向修正。且在我国推出黄金期货后,我国黄金价格调整力度有所下降,这与我国黄金市场逐步建立、完善有关系,市场性越来越强,此种情况和我国现实状况相吻合。这是推出做市商制度的有利时机,在发达的国际市场,做市商制度与撮合竞价是并行两大交易模式。此时推出做市商制度,可以大大加强黄金的流动性,增强黄金市场的市场性的同时,减少市场的波动。据相关估计,做市商制度可以使上海黄金交易市场的交易量扩大两倍。

最后,在衡量经济冲击对黄金价格波动形成的影响方面,在上海黄金期货推出前,上海黄金市场和伦敦黄金市场在得到对方市场一个标准差新息冲击下,都呈现出正效应。在上海黄金期货推出后,面对伦敦黄金市场的冲击,上海黄金市场价格波动幅度比未推出黄金期货时期更大,而上海黄金市场对伦敦黄金市场一个标准差新息冲击后,伦敦市场首先反应为负效应,负效应先增后减,逐渐消失,最后逐渐转为正效应。由此可见,我国黄金市场和国际黄

金市场还相差甚远。如前所述,我国黄金市场投机气氛比国际黄金市场更加浓厚,防范国际金价波动带来的风险尤其重要,尤其是在引入黄金期货之后。如果在我国黄金市场还未完善成熟之前过早放开黄金市场,会使大量投机性金融机构进入,不利于我国黄金市场秩序的维护和价格的稳定。因此先做大做强国内黄金市场,针对国内市场特征,进一步促进中国黄金市场的深化和宽化,加大黄金市场的创新力度,拓宽黄金投资渠道,增加交易工具,降低交易成本,提高交易效率,为投资者提供更多的黄金投资机会。同时,加强与国内金融机构合作,延长和拓展产业链,做大做强国内黄金业务,逐步提高交易者借助市场消化金价波动带来的风险的能力,在此基础上再逐步开放我国黄金市场。

参考文献:

[1]Akgriray Vedat, Booth G Geoffrey, Hatem John J, Mustafa Chowdhury. Conditional Dependence in Precious Metal Prices[J]. Financial Review, 1991, 26(3): 367-386.

[2]LARRY A, FABIO S. The Price of Gold and the Exchange Rate[J]. Journal of International Money and Finance 1996, 15: 879-897.

[3]Sam Mirmirani, H C LI. Gold Price, Neural Networks and Genetic Algorithm[J]. Computational Economics, 2004, 23:193-200.

[4]Giam Quang Do, Michael McAleer, Songsak Sriboonchitta. Effects of International Gold Market on Stock Exchange Volatility: Evidence from ASEAN Emerging Stock Markets[J]. Economics Bulletin, 2009, 29(2):599-610.

[5]P K Mishra, J R Das, S K Mishra. Gold Price Volatility and Stock Market Returns in India[J]. American Journal of Scientific Research, 2010, 9:47-55.

[6]P K Mishra, J R Das, S K Mishra. Gold Price Volatility and Stock Market Returns in India[J]. American Journal of Scientific Research, 2010, 9:47-55.

[7]郑辉,王斌会.中日黄金期货市场多重分形实证研究——基于OSW-MF-DFA方法[J].经济前沿, 2009,(11):35-43.

[8]温博慧.黄金价格波动性及其演化:以上海和伦敦市场为例[J].商业研究, 2010, 393(1):9-13.

[9]周小川.充分发挥黄金市场的投资避险功能[N].金融时报, 2004-09-07(1).

(责任编辑:贾伟)