



黄金市场国际联动：基于外部冲击的分析

An External Shock Analysis in the International Gold Market

李江平 路冠平 徐攀

一、引言与文献综述

当今世界复杂多变，公共卫生事件、俄乌冲突、硅谷银行危机等对全球经济和金融系统造成了巨大冲击。在危机事件中，金融市场间极端风险事件频发，现有的风控体系受到挑战，全球投资者避险情绪高涨。黄金同时具有商品属性和金融属性，其价格在极端事件中与其他金融产品的价格逆向变化，因而黄金市场是规避金融风险的“避风港”。黄金现货、黄金ETF、期货、期权等产品的快速发展为投资者提供了多元化配置选择，黄金市场的关注度正在日益上升。中国黄金现货市场交易量已经连续15年居全球黄金现货场内交易所之首，中国黄金市场已经成为伦敦黄金市场、纽约黄金市场之外的第三极，市场间联系日益紧密，外部事件对三个市场的联动性冲击凸显。基于上述三个市场的特点，本文以黄金现货和期货为研究对象。由于黄金

市场的联动性以黄金价格为纽带，研究其影响机制能够为我国黄金市场提供应对风险的能力，牢牢守住不发生系统性金融风险的底线。

关于黄金市场之间的联动分析，杨军战（2014）使用格兰杰因果检验，发现国内黄金现货和期货存在双向引导关系。郭彦峰和肖倬（2009）运用多元GARCH等模型，实证发现美国黄金期货、ETF和中国黄金现货价格之间存在长期均衡关系，且美国黄金期货和ETF处于价格发现主导地位。Das et al.（2018）使用小波分析亚洲主要黄金消费国在1997年亚洲金融危机后呈现正向联动。Yurdakul & Sefa（2015）分析土耳其黄金价格的潜在影响因素，发现伦敦市场的黄金价格是引领土耳其市场的主要因素。王聪和焦瑾璞（2019）聚焦于国内与国外黄金市场价格联动的稳定性，研究发现在外部事件冲击下，中国与全球主要黄金市场间呈现显著正向联动关

李江平、路冠平、徐攀，上海黄金交易所。基金项目：中国博士后科学基金第66批面上项目“国际指数纳入A股对投资者生态和投资风险的影响研究”（项目编号：2019M661384）。本文系个人观点，与所在机构无关。



系。传统的溢出效应模型使用波动率溢出指数,由于计算方差时价格上涨和价格下降地位一样,无法准确度量价格大幅上涨带来的向上风险和价格大幅下降带来的向下风险,且波动率里同时包含收益和风险,溢出效应度量不精确。Hong et al. (2009)提出了新的格兰杰因果检验方法,从均值、方差、偏度和峰度方面研究了双向动态溢出效应。李红权等(2011)利用 Hong 方法得出,中国 A 股市场已经具备影响外围市场的能力,A 股与港股之间呈现显著的风险溢出效应,但与全球发达证券市场联动性较弱。

本文旨在阐述重大外部冲击对黄金市场的影响,探寻全球主要黄金市场信息溢出机制。可能的贡献为:第一,关于黄金市场的联动性研究较少,本文从外部冲击的视角,在极端风险下分析黄金市场的联动情况;第二,使用 Hong et al. (2009)提出的 Hong 方法,检验市场间均值、波动率、极端风险等多层次的信息溢出关系,为研究黄金市场价格相互影响提供新的思路;第三,全面分析中国黄金市场、伦敦黄金市场、纽约黄金市场之间的互动关系,揭示互动的方向、强度、时变性,提供黄金市场微观结构和信息传导机制,为监管层进一步开放黄金市场提供理论基础。

二、模型设定与数据说明

(一) 变量定义

1. 黄金价格收益率

黄金价格收益率定义为 $R_t = r_t / r_{t-1} - 1$,

其中 R_t 表示黄金在 t 日的收益率, r_t 表示黄金在 t 日的收盘价格, r_{t-1} 表示黄金在 $t-1$ 日的收盘价格。记国内黄金现货 Au99.99 收益率为 RSGE1、Au(t+d) 收益率为 RSGE2、伦敦黄金现货收益率为 RLBMA、纽约黄金期货收益率为 RCOMEX。

2. 黄金价格波动率

借鉴李志生等(2015)方法,使用价格波动幅度作为度量黄金价格波动性的代理变量,其定义如下:

$$Wave_{i,t} = (high_{i,t} - low_{i,t}) / close_{i,t-1} \quad (1)$$

其中, $high_{i,t}$ 、 $low_{i,t}$ 分别为 t 时间的最高价格、最低价格, $close_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 时间的收盘价格。

3. 非流动性指标

借鉴 Amihud 非流动性指标来度量流动性, Amihud 非流动性指标值越大,流动性越差。

$$ILLIQ_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|R_i|}{volume_i} \quad (2)$$

其中, $ILLIQ_t$ 表示黄金价格在第 t 时期的 Amihud 非流动性指标, $|R_i|$ 表示黄金价格在第 i 日收益率的绝对值, $volume_i$ 表示第 i 日的交易金额,单位为百万元。

4. 在险价值

在险价值 (VaR) 是指特定时间长度和置信水平下,在正常市场波动状态下所遭受的最大可能损失,表达式为:

$$Prob(\Delta P < -VaR) = \alpha \quad (3)$$

其中, VaR 表示在险价值,表明在特定条件下所遭受的最大损失。 α 为显著水平,第 t 期的损益 $\Delta P = P_{t+1} - P_t$, P_t 表示 t 时刻的价值,5% 上涨风险是度量 $\alpha=5\%$ 时的



Var 值, 将收益率序列与得出的 $|Var|$ 值比较, 大于 $|Var|$ 值的记为 1, 小于 $|Var|$ 值的记为 0。5% 下跌风险是度量 $\alpha=5\%$ 时的 Var 值, 将收益率序列与得出的 $-Var$ 值比较, 大于 $-Var$ 值的记为 0, 小于 $-Var$ 值的记为 1。

(二) Hong 模型

以均值信息溢出效应为例, 假定

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \mu_{it}^0 + \beta_1 Y_{it-1} + \cdots + \beta_p Y_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad i=1,2 \\ \varepsilon_{it} &= u_{it} (h_{it}^0)^{\frac{1}{2}} \\ u_{it} &\sim \text{i.i.d. } N(0,1) \\ h_{it}^0 &= \omega_i^0 + \alpha_{i1}^0 \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_{i1}^0 h_{it-1}^0 \end{aligned} \quad (4)$$

其中: μ_{it}^0 为序列 Y_{it} 的条件均值, 条件方差服从 GARCH(1,1) 过程, 消除序列的自相关性和异方差后, 根据极大似然估计方法可得误差项和条件方差的估计值 $\widehat{\varepsilon}_{it}$ 和 $\widehat{h}_{it}$, 从而得出独立的标准化残差序列和标准化残差序列的平方。

$$\widehat{u}_{it} = \widehat{\varepsilon}_{it} / (\widehat{h}_{it})^{\frac{1}{2}} \quad i=1,2 \quad (5)$$

$$\widehat{v}_{it} = \widehat{u}_{it}^2 - 1 \quad i=1,2 \quad (6)$$

Hong 方法构建了两个信息溢出检验统计量, 其中单向信息溢出统计量记为 $Q1$, 双向信息溢出统计量为 $Q2$ 。若检验的两个序列彼此独立, 则原假设成立, 即两个统计量应该收敛于标准正态分布, 将样本统计量与标准正态分布右侧临界值进行比较, 以此判断序列之间是否存在信息溢出效应。

$$Q1 = \left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \widehat{\rho}^2(j) - C_{1T}(k) \right\} / \{2D_{1T}(k)\}^{1/2} \quad (7)$$

$$Q2 = \left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \widehat{\rho}^2(j) - C_{2T}(k) \right\} / \{2D_{2T}(k)\}^{1/2} \quad (8)$$

其中 $k(x) = \sin(\pi x)/(\pi x)$ 是核函数, $\widehat{\rho}^2(j)$ 是滞后 j 期的样本协方差函数, M 为滞后期数; $C()$ 是中心因子, $D()$ 是尺度因子。

(三) 数据说明

2020 年 1 月 20 日公共卫生事件爆发, 以此时间为分界将样本区间分为两段。为避免中美贸易摩擦的影响, 时间起点定为 2018 年 3 月 23 日 (特朗普宣布对中国 600 亿美元商品征收关税的次日); 为避免俄乌冲突的影响, 时间终点定为 2022 年 2 月 25 日 (俄乌冲突爆发)。样本子区间一为公共卫生事件爆发前 (2018 年 3 月 23 日—2020 年 1 月 20 日), 样本子区间二为公共卫生事件爆发后 (2020 年 1 月 21 日—2022 年 2 月 25 日)。在数据处理过程中, 由于各国节假日不一致, 交易时间存在差别, 剔除三个交易所不同时交易的数据, 数据来源于 Wind。

表 1 列出了三个市场新冠疫情前后黄金价格的统计数据。在新冠疫情前, 中国黄金市场的平均收益率显著高于伦敦和纽约黄金市场。在新冠疫情后, 中国黄金市场的平均收益率显著低于伦敦和纽约黄金市场, 中国黄金产业链受疫情和人民币汇率的双重影响, 导致平均收益率较低。中国黄金市场的波动率在疫情前后都低于伦敦和纽约黄金市场, 相较于国外黄金市场, 国内黄金市场更加平稳。从峰度和偏度看, 三个市场收益率在疫情前表现出右偏尖峰



表 1 新冠疫情前后国内外黄金市场描述性统计

样本 1：新冠疫情前（2018.3.23—2020.1.20）					
	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量
RSGE	0.0005	0.0071	0.4552	7.7171	357.7488
RLBMA	0.0005	0.0088	3.7044	43.0117	25665.34
RCOMEX	0.0002	0.0071	0.1490	4.1961	23.5513
样本 2：新冠疫情后（2020.1.21—2022.2.25）					
	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量
RSGE	0.0002	0.0096	-0.4621	8.1862	574.6781
RLBMA	0.0004	0.0112	-0.2210	7.6663	454.9549
RCOMEX	0.0004	0.0104	-0.6854	6.8527	346.286

现象，在疫情后表现出左偏尖峰现象，其收益率不符合正态分布，进行平稳性检验其分布是平稳的。

三、实证分析

（一）溢出效应分析

Hong 方法要求检验序列具备独立性。第一步，构建独立的标准化残差序列和标准化残差平方序列。对收益率序列建立 AR 模型，根据赤池原则，得出 RSGE1、RSGE2、RLBMA、RCOMEX 的最优阶数分别为 5 阶、5 阶、7 阶、8 阶。为消除收益率序列的自相关性和异方差，再进行 GARCH(1,1) 变换，对得出的标准化残差和波动率进行 Ljung-BOS 检验得出的 P 值都大于 10%，表明标准化残差和标准化残差平方序列的自相关性和异方差被消除（附表 1）^①。

第二步，使用 Hong 方法的统计量进行信息溢出效应检验。由于不同国家黄金

收盘时间存在时差，为消除交易的不同步性，选择隔夜伦敦黄金市场收盘价和纽约黄金市场收盘价，国内黄金市场价格则选取次日的收盘价，主要因为隔夜外盘收盘时间与国内次日收盘时间相隔较短。又由于衍生品和现货市场运行机制不一样，选取上海黄金交易所 Au99.99 与伦敦黄金市场产品相对应，选取上海黄金交易所 Au(t+d) 与纽约黄金市场产品相对应。黄金市场的交易时间一周通常有五个交易日，滞后期参数 M 取值设定为 5 的倍数，分别为 5、10、20，对不同的 M ，只要有一个 M 对应的溢出效应值显著，就认为信息溢出发生。根据公式 (7) 和公式 (8)，得出其溢出效应值。附表中，统计量 $Q0$ 表示中国黄金市场对国外黄金市场的信息溢出效应，统计量 $Q1$ 表示国外黄金市场对中国黄金市场的信息溢出效应，统计量 $Q2$ 度量两个市场间的双向溢出效应。其中，均值、波动率信息溢出效应主要体现市场

① 附表 1~附表 6 为增强出版。



之间的价格影响力, 5% 上涨风险、5% 下跌风险信息溢出效应体现市场之间的风险传染力。

附表 2、附表 3 分别反映了公共卫生事件前后中国黄金市场与英国黄金市场的互动情况。附表 2 反映公共卫生事件发生前的检验情况, 统计量 $Q0$ 在均值、5% 上涨风险两个层次是显著的。中国黄金市场价格的变动能够显著影响英国市场价格的变动, 标准残差的相关系数只有 0 阶是显著的, $\rho(0)=0.6386$, 信息传导畅通, 中国黄金市场价格的变动当天就会被英国黄金市场吸收。当中国黄金市场出现正向信息冲击时, 中国黄金市场的大幅上涨能够显著带动英国黄金市场的大幅上涨, 其相关系数只有 0 阶显著, $\rho(0)=0.2837$, 中国黄金市场的大幅上涨当日就会传导到英国黄金市场。 $Q0$ 在 5% 下跌风险上是不显著的, 说明存在非对称信息溢出, 英国黄金市场只接受中国黄金市场的利好消息而忽略中国黄金市场走弱的利空消息。相较于 $Q0$, $Q1$ 在均值、波动率、5% 上涨、5% 下跌四个层次都是显著的, 表明隔夜英国黄金市场的价格波动都能在次日被中国黄金市场吸收, 当英国黄金市场出现正向或负向冲击时, 次日都能引起中国黄金市场的大幅上涨或大幅下跌。在公共卫生事件前, 中国黄金市场价格在一定程度上能够影响英国黄金市场价格。附表 3 展示了公共卫生事件发生后的检验情况, 统计量 $Q0$ 在均值、波动率方面不再显著, 只有在 5% 上涨风险和 5% 下跌风险上显著, 中国黄金市场

价格影响力主要体现在重大正向信息和负向信息冲击时。中国黄金产业链受公共卫生事件冲击较大, 黄金市场的成交量也在下滑, 造成中国黄金市场价格信息溢出效应减弱。 $Q1$ 在均值、波动率、5% 上涨、5% 下跌四个层次都是显著的, 且数值都比附表 2 对应数值大, 表明英国黄金市场的信息溢出效应在增强。附表 3 的 $Q2$ 值比附表 2 对应值都大, 表明公共卫生事件发生后中国黄金市场和英国黄金市场的瞬时信息溢出效应在增强。

附表 4、附表 5 是公共卫生事件前后中国黄金市场与美国黄金市场的信息溢出效应检验。中国黄金市场在波动率、5% 上涨风险指标上对美国黄金市场存在显著信息溢出效应, 公共卫生事件后波动率溢出效应 $Q0$ 的值变小, 而 5% 上涨风险溢出效应 $Q0$ 值变大, 表明公共卫生危机后中国黄金市场价格波动性影响力减弱, 中国黄金市场的利好政策效应则变大。公共卫生事件前美国黄金市场在 5% 上涨、5% 下跌两个层次是显著的, 公共卫生事件后美国黄金市场在均值、波动率、5% 上涨、5% 下跌四个层次都是显著的, 其相关系数 $\rho(0)$ 分别为 0.6659、0.5572、0.3258、0.3728, 表明公共卫生事件后美国黄金市场的价格影响力在增强, 同时隔夜美国黄金市场波动对次日中国黄金市场有显著影响, 因为黄金价格在很大程度上受美元利率影响, 美联储的多次大幅度加息对黄金市场的影响作用增强。附表 5 的 $Q2$ 值比附表 4 对应值都大, 公共卫生事件后中国黄金市场



和美国黄金市场的瞬时信息溢出效应在增强。

（二）进一步分析

考察期现不同匹配对结果的影响，公共卫生事件前中国与英国黄金市场信息溢出效应（附表6），其结果与附表2的结果有细微差别，但基本结论是一致的。

考察公共卫生事件前后英国黄金市场与美国黄金市场的信息溢出效应检验。数据显示，公共卫生事件前英国黄金市场与美国黄金市场的单向信息溢出都不显著，双向信息溢出统计量 $Q2$ 在均值、5% 上涨风险、5% 下跌风险三个层次上显著，两个市场间存在较强的瞬时溢出效应。公共卫生事件后英国黄金市场对美国黄金市场的单向信息溢出统计量在波动率、5% 上涨风险、5% 下跌风险三个层次上显著，美国黄金市场对英国黄金市场的单向信息溢出统计量仅在 5% 上涨风险上显著的，双向信息溢出统计量 $Q2$ 都是显著的，两个市场间存在更强的瞬时溢出效应，英国黄金市场与美国黄金市场间的信息溢出效应在冲击后变强。

在公共卫生危机冲击下，黄金产业链之间出现一个正反馈环路，导致风险互相促进，形成加速，进而导致风险传染速度加快。根据公式（1）和公式（2），考察黄金市场的波动性指标和 Amihud 非流动性指标，与标准化残差平方的相关系数分别为 0.2203 和 0.076，在 10% 水平下显著，意味着市场的波动性越大、流动性越差，波动率溢出效应就会越明显。在公共卫生

事件影响下，中国黄金市场波动明显变大，波动率从发生前的 0.0106 增大到发生后的 0.0153。2020—2021 年，中国黄金产业受公共卫生事件和停产双重影响，连续两年产量出现同比下降，上海黄金交易所全部黄金品种平均成交量和成交额相比 2019 年有所下降，市场流动性也有所下降。这些因素与疫情后 5% 下跌风险信息溢出效应变大存在正相关关系。

四、结论与建议

本文利用 Hong 方法实证了公共卫生事件影响下上海黄金市场、纽约黄金市场、伦敦黄金市场之间的信息溢出效应。实证结果发现，公共卫生事件的复杂多变对黄金产业链造成了较大的负面影响，中国黄金市场价格影响力有所减弱。鉴于此，本文提出如下建议。

第一，继续推进黄金市场对外开放。中国黄金市场对英国黄金市场和美国黄金市场有一定的价格影响力，这一影响力在公共卫生事件后有所减弱。为提升我国黄金市场的影响力，一方面应开拓发展“上海金”的应用场景。引导国内外黄金企业使用“上海金”基准价格，推动商业银行和证券公司使用“上海金”基准价开发金融产品，大力发展基于“上海金”价格的黄金 ETF，促进中国黄金市场定价权的提升。另一方面，大力引进境外机构投资者，进一步引入欧美主流市场中实力突出的金融投资机构和来自东南亚及中东地区信誉良好的首饰加工企业，增加市场流动性。



第二, 加强对黄金市场异动的监督与管理。三个市场间不仅存在隔夜或当日的瞬时信息溢出效应, 在极端风险溢出层面也存在显著的溢出效应。在风险管理方面, 由于国外 5% 下跌风险溢出信息显著, 应特别注意市场面临重大负面信息冲击时的传染效应, 通过提高保证金、窗口指导、建立缓冲期等方式缓释风险, 牢牢守住不发生系统性金融风险的底线。

第三, 采取措施对实体黄金企业让利降费。中国黄金市场与英国黄金市场存在均值层面的线性关系, 与美国黄金市场存

在波动率层面的非线性关系。新冠疫情期间受物流不畅通和正常经济活动无法开展影响, 实物黄金需求受到压制, 降低了黄金市场的流动性, 波动性溢出效应变大。黄金产业链实体企业是中国黄金市场的根基, 产业链的修复有利于市场的稳定与繁荣, 有利于价格的传导, 促进黄金市场的平稳运行。建议从手续费、会员费、融资利率等方面加大对黄金产业的优惠力度, 对受到重大影响省份的黄金企业在特定时期给予减免费用。^[N]

学术编辑: 卢超群

参考文献:

- [1] 郭彦峰, 肖倬. 中美黄金市场的价格发现和动态条件相关性研究[J]. 国际金融研究, 2009(11): 75-83.
- [2] 李红权, 洪永森, 汪寿阳. 我国A股市场与美股、港股的互动关系研究: 基于信息溢出视角[J]. 经济研究, 2011, 46(08): 15-25+37.
- [3] 李志生, 杜爽, 林秉旋. 卖空交易与股票价格稳定性——来自中国融资融券市场的自然实验[J]. 金融研究, 2015(6): 173-188.
- [4] 杨军战. 我国黄金期货与现货价格互动影响实证研究[J]. 上海经济研究, 2014(01): 83-89.
- [5] 王聪, 焦瑾璞. 国内外黄金市场价格间的联动关系稳定吗?——基于外部冲击视角的分析[J]. 金融研究, 2019(11): 75-93.
- [6] Das D, M Kannadhasan, K H Al-Yahyaee, Yoon S M. A Wavelet Analysis of Co-Movements in Asian Gold Markets[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2018(492): 192-206.
- [7] Hong Y M, Liu Y H, Wang S Y. Granger causality in risk and detection of extreme risk spillover between financial markets[J]. Journal of Econometrics, 2009 (150): 271-287.
- [8] Yurdakul F, Sefa M. An Econometric Analysis of Gold Prices in Turkey[J]. Procedia Economics and Finance, 2015(23): 77-85.