

基于协整分析的黄金期货与现货 价格联动关系研究

马桂花¹, 王昱斐², 廖国威², 朱家明³

(1. 安徽财经大学金融学院, 蚌埠 233030; 2. 安徽财经大学经济学院, 蚌埠 233030;
3. 安徽财经大学统计与应用数学学院, 蚌埠 233030)

摘 要: 本文运用协整分析、VECM 误差修正、脉冲响应分析等方法, 基于 2016 年 12 月 4 日到 2018 年 12 月 4 日的日频数据, 对我国黄金市场中黄金期货与现货价格的联动关系进行了研究, 并针对研究结果提出了合理的政策建议。研究表明: 我国的黄金现货价格与黄金期货价格之间存在长期的均衡关系; 黄金期货价格的波动易受黄金现货价格的影响, 黄金现货价格对黄金期货价格具有引导作用, 并且黄金现货价格波动对黄金期货价格的变化具有较为持久的影响, 而黄金期货价格对黄金现货价格的影响不显著。综上, 可以看出我国黄金期货市场的价格发现功能尚不完善。

关键词: 黄金期货价格; 黄金现货价格; 协整分析; VECM 误差修正; 价格发现

中图分类号: F224

文献标志码: A

文章编号: 1004-8626(2019)06-0032-04

DOI:10.19461/j.cnki.1004-8626.2019.06.011

一、引言

在现代社会经济发展过程中, 期货作为一种重要的金融衍生工具, 在调节经济方面发挥着重要的作用, 因此对期货市场进行研究具有十分重要的意义。价格发现、套期保值以及分散风险等都是期货的重要功能, 其中价格发现功能指的是期货价格对新信息的反映能够快于现货价格, 从而给现货价格的波动提供一定的指导, 在价格波动上起到一个预测的作用。而黄金期货是期货市场的重要组成部分, 在服务实体经济和现货产业方面发挥着重要的作用。我国黄金期货合约自 2008 年 1 月 9 日开始挂牌上市交易以来, 交易量从 0.78 万吨(双边)增长至 2016 年的 6.95 万吨, 增幅较大。本文将从黄金期货价格与现货价格的联动关系出发, 运用协整分析相关理论对黄金期货市场的有效性进行相关性研究, 为我国黄金期货市场的可持续发展提供合理建议。

二、黄金期现货价格关联性分析

我国 2016 年 12 月 1 日到 2018 年 12 月 1 日的黄金期货价格和黄金现货价格的走势情况见图

1。由我国黄金现货与期货价格的走势图可以看出, 我国的黄金期、现货价格之间的相关性很高, 并且它们的价格基本上在围绕 275 元/克上下波动, 波动幅度不大; 随着交易制度的完善, 我国的黄金期货价格与现货价格之间的差别在不断降低, 可以看出 2018 年 8 月 1 日到 2018 年 12 月 1 日, 期现货价格之间的差别几乎趋近于 0。

从以上分析可以看出我国黄金期、现货价格之间的关联性较强, 可以推断他们之间很有可能存在长期均衡关系。但是, 确定他们之间是否存在长期均衡关系以及具体存在一个什么样的长期均衡关系, 还需要用理论分析和实证分析相结合进一步进行论证, 进而得出较为可靠的结论。



图 1 我国黄金现货价格与期货价格走势

收稿日期: 2019-02-14

基金项目: 本文系国家自然科学基金《3-流猜想, Fulkerson-覆盖及相关问题》(项目编号: 11601001)。

三、实证分析

(一) 变量选取与数据来源

本文所选取的变量为黄金期货收盘价(简称黄金期货价格,记为GF)和黄金现货收盘价(简称黄金现货价格,记为GN),并且选取的黄金现货的种类为Au(T+D),因为这种黄金交易量最大,因此可以认为其价格最具有代表性,最可以反映我国黄金市场中黄金的现货价格;黄金期货价格选自于活跃期货合约的每日收盘价,因为每份期货合约都有到期日。因此本文选取了活跃期货合约的收盘价作为黄金期货价格。

黄金期货和现货价格的相关数据分别来源于上海黄金期货交易所中黄金期货的历史行情、上海黄金交易所中黄金现货的历史行情,并且本文所选数据的样本区间为2016年12月4日到2018年12月4日,所选取的数据类型为日收盘价,在此时间段内剔除了数据缺失、时间不匹配的数据,最终得到黄金期货和现货价格都为490个数据。

(二) ADF 单位根检验

对时间序列数据进行分析之前需要先进行平稳性检验,否则有可能会出现伪回归,导致分析的结果不具有可信度。

由表1可知,黄金期货价格和黄金现货价格的原始时间序列数据均是非平稳的,但是进行一阶差分之后都是平稳的,说明黄金期、现货价格是同阶单整变量,因此可以进行协整分析。

表1 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	5%显著性水平下的P值	是否拒绝原假设	是否平稳
GN	-2.821275	0.056	不拒绝原假设	非平稳
GF	-3.060721	0.1171	不拒绝原假设	非平稳
ΔGN	-21.25393	0.0000	拒绝原假设	平稳
ΔGF	-20.74752	0.0000	拒绝原假设	平稳

(三) 最优滞后阶数的确定

在进行协整分析之前需要先确定最优滞后阶数,具体思路为:首先,任意选取一个滞后阶数,建立VAR模型,进行回归;其次,根据滞后长度准则信息选取最优滞后阶数;最后,利用最优滞后阶数对模型重新回归,并进行相应分析。

由表2可知,通过LR、FPE、AIC、SC、HQ这五个信息准则的判断,可以得出VAR模型的最优滞后阶数为4阶。

表2 VAR 最优滞后阶数

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-1348.009	NA	0.936358	5.609996	5.644668*	5.623623
2	-1339.613	16.65365	0.919431	5.591753	5.661097	5.619006*
3	-1334.431	10.23410*	0.914936	5.586851	5.690866	5.627730
4	-1330.034	8.647738	0.913434*	5.585204*	5.723891	5.639709

(四) Johansen 协整检验

由于协整检验、误差修正模型的滞后期是VAR模型中一阶差分变量的滞后期,因此在进行协整分析时,选择滞后3阶。

由表3可知,通过Johansen协整检验,得到黄金期货价格与黄金现货价格在5%的显著性水平下存在有截距项和时间趋势项的协整关系,因此说明黄金期、现货价格之间存在统计意义上的长期均衡关系。

表3 Johansen 协整迹检验结果

原假设	特征根	迹统计量	5%显著性水平	P值	是否拒绝原假设
不存在协整关系*	0.022183	20.48044	18.39771	0.0252	是
最多存在1个协整关系*	0.019515	9.577920	3.841466	0.0020	是

(五) 格兰杰因果关系检验

格兰杰因果关系检验,是检验某个变量的滞后值(即过去的信息)对被解释变量的信息是否具有

预测作用,其得到的结果可以在一定意义上为现实经济活动中黄金期货和现货价格的关系提供指导和启发。

表4 格兰杰因果关系检验结果

原假设	样本数	5%显著性水平下的P值	结果	结论
GN不是GF的格兰杰原因	490	0.0148	拒绝原假设	GN是GF的格兰杰原因
GF不是GN的格兰杰原因	490	0.8163	不拒绝原假设	GF不是GN的格兰杰原因

由格兰杰因果关系检验结果(见表5)可知,在5%的显著性水平下,GN是GF的格兰杰原因,而GF不是GN的格兰杰原因。综上所述,变量GN过去的信息对GF的现值具有预测能力,而变量GF过去的

信息对GN的现值没有预测能力,说明黄金现货价格对黄金期货价格具有预测作用,反之则不可以。

(六) VECM 模型修正

因为黄金期货价格和现货价格之间存在协整

关系,因此本文将采用 VECM 误差修正模型继续研究其短期非均衡状态如何修复,才能达到长期均衡状态。误差修正系数见表 5。

表 5 误差修正系数表

解释变量	被解释变量			
	D(GF)		D(GN)	
	系数	T 统计量	系数	T 统计量
CointEq1	-0.069241	-3.28034	-0.053218	-2.47417
D(GF(-1))	-0.081960	-1.07330	0.115621	1.48585
D(GF(-2))	-0.122925	-1.61693	0.052643	0.67954
D(GF(-3))	-0.019607	-0.26227	0.076356	1.00231
D(GN(-1))	0.182977	2.44471	-0.056309	-0.73829
D(GN(-2))	0.139159	1.83774	-0.045200	-0.58577
D(GN(-3))	0.019422	0.25877	-0.126058	-1.64821
C	0.067749	0.59847	0.057407	0.49765
@ TREND(1)	-0.000270	-0.67711	-0.000143	-0.35081

由误差修正系数表(见表 5)可知,D(GF) 和 D(GN) 中的 CointEq1 的系数分别为-0.069241 和-0.053218,说明误差修正项对黄金期货价格和黄金现货价格都具有负向调整的作用,即当黄金期货价格和黄金现货价格偏离均衡状态时,如果误差修正项为正,则黄金期货价格和黄金现货价格将下降,否则,黄金期、现货价格将上升。

(七) 脉冲响应分析

变量 GN 和 GF 因果关系的检验通过,下面采用 AR 检验对模型的稳定性进行判断。由图 2 可以看出,所有的特征根都落在单位圆内,表明建立的模型是稳定的。

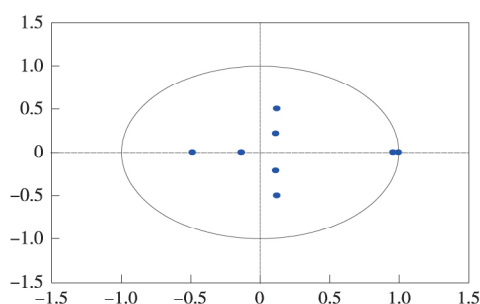


图 2 模型稳定性检验图

由脉冲响应分析结果(如图 3)可以看出,对于来自变量黄金期货价格的冲击对其自身的影响是从第 1 期到第 2 期小幅度增加,在第 2 期达到最大,之后便趋于平稳;对黄金现货价格的影响是从第 1 期到第 3 期逐渐增加,在第 3 期达到最大,之后基本趋于平缓;而对于来自黄金现货价格的冲击对其自身的影响是从第 1 期到第 4 期逐渐降低,在第 4 期达到最小,从第 4 期到第 10 期又不断增大;

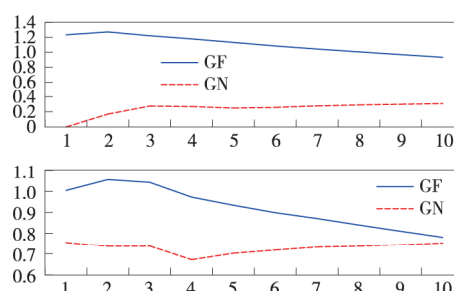


图 3 脉冲响应分析结果

对黄金期货价格的影响是从第 1 期到第 2 期不断增加,在第 2 期达到最大,之后从第 2 期到第 10 期不断降低。通过以上分析可以看出,黄金期货价格的变动对其自身以及黄金现货价格的影响持续时间较短,而黄金现货价格的变动对其自身以及黄金期货价格的影响持续时间较长,说明黄金现货的价格对黄金期货的价格具有比较持久的影响。

四、研究结论与对策建议

(一) 研究结论

本文通过以上研究分析,得出以下研究结论:

(1) 根据 Johansen 协整检验和 VECM 误差修正结果可知,在统计意义上,黄金的期货价格与现货价格之间存在长期均衡关系,短期的不均衡状态可以通过调整达到长期的均衡状态。(2) 格兰杰因果关系检验结果表明,黄金现货价格过去的信息可以影响黄金期货价格的变化,反之,黄金期货价格过去的信息对黄金现货价格不具有预测能力。(3) 脉冲响应分析的结果表明,黄金现货价格的波动对其自身以及黄金期货价格的变化具有比较持久的影响,而黄金期货价格的变化对其自身以及黄金现货价格变化的影响时间持续较短。

(二) 对策建议

可以看出,我国黄金期货的价格发现功能较弱,易受黄金现货价格的影响。针对以上研究结论,对我国的黄金期货市场提出合理建议:第一,优化市场参与者的结构,发挥黄金期货市场的价格发现功能。本文研究所得结论与大多数文献相同,我国的黄金期货市场的价格发现功能处于较低水平,因此建议相关部门严格限制个人投机者的进入,大力鼓励符合准入条件的机构投资者进入;第二,监管部门应当加强信息披露,增强黄金期货市场的有效性;采取措施加大市场监管力度,降低黄金期货市场的信息不对称现象,保证其公平健康可持续发展,从而促进黄金期货价格的有效性。第三,我

国黄金期货市场的交易机制存在缺陷,目前仍有待加强。可以结合我国当前投资者的实际情况,适当降低保证金的数额,吸引更多的市场参与者,使黄金期货市场的交易量增大,流动性增强。

参考文献:

- [1] 闫杰,姜忠鹤,卢小广.我国黄金期货与现货价格关系的研究[J].价格理论与实践,2016(10):120-123.
- [2] 董珊珊,冯芸,杜威.我国贵金属期货市场价格发现功能研究[J].价格理论与实践,2016(2):128-130.
- [3] 王拉娣,安勇.我国黄金期货和现货价格的关系研究——基于期货价格发现功能的分析[J].价格理论与实践,2014

(12):82-84.

- [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(1):83-89.
- [5] 陈秋雨,陈冲,冯炜.中国黄金期货市场价格发现功能研究[J].浙江社会科学,2012(7):19-25,18,155.
- [6] 张露露.我国黄金期货市场有效性分析[J].商业时代,2010(33):55-56.
- [7] 祝合良,许贵阳.中国黄金期货市场价格发现功能实证研究[J].首都经济贸易大学学报,2010,12(5).
- [8] 刘飞,吴卫锋,王开科.我国黄金期货市场定价效率与价格发现功能测算——基于5分钟高频数据的实证研究[J].国际金融研究,2013(4):74-82.

(责任编辑:谢蓓)

(上接第31页)

行实证分析发现:同样变量不同数据构建的模型,调整后的为0.429,效果较好。因此判断新政策实施后,IPO抑价的影响因素增多了。

四、研究结论

新股发行市场中,一直存在着IPO抑价的现象。文章以新政策实施后创业板上市的新股为研究对象,以承销商为中介机构,分别从公司特征、发行市场和上市表现三个角度选取多个控制变量,对IPO高抑价的影响因素进行实证分析。

文章研究结果发现:新政策后,人为设定首日涨跌幅加重了IPO抑价现象,且抑价率受更多因素的影响。其中,高声誉的承销商在一定程度上能够缓

解IPO抑价现象;净资产收益率、公司年龄、审计师声誉、发行市盈率、中签率与IPO抑价率存在负相关关系,换手率与其正相关。文章的结论丰富了创业板市场IPO抑价影响因素的研究,该结论是否适用于主板和中小板企业,还需要进行更进一步的研究。

参考文献:

- [1] Baron D, Holmstrom B. The investment banking contract for new issues under Asymmetric Information delegation and the incentive Problem[J]. The Journal of Finance, 1980(5):1095-1127.
- [2] 王海龙.基于声誉机制的承销团IPO定价研究[J].财会通讯,2016(3):91-93,123.
- [3] 张卫东,苏鑫,陈辉,等.涨幅限制影响IPO抑价了吗?[J].管理评论,2018(1):36-45.

(责任编辑:谢蓓)