

Is There a Risk in China's Gold Futures Price?

—Empirical Study Based on GARCH-VAR Model

Yuang Zhang^{1†}, Jianquan Nie²

1. SILC Business School, Shanghai University, Shanghai 201800, China

2. School of Economics, Shanghai University, Shanghai 201800, China

†Email: zya13913636481@163.com

Abstract

This paper selects the daily frequency data of settlement price, closing price and consecutive contract price of gold futures from December 2016 to December 2019. The GARCH model is used to make an empirical analysis of three sets of daily price data series of gold futures, and the GARCH family model with the highest goodness of fit is used to predict the VaR value. Thus, the market risk of gold futures is estimated. The empirical analysis results show that the three price sequences are non-normal distribution, and ARCH effect exists in all of them. This feature can be removed by the best fitting GARCH family model corresponding to each of the three sets of data. The settlement and closing prices of active contracts fluctuate less. However, the closing price of continuous gold futures fluctuates more significantly than the other two groups of data due to its weighted nature. This paper argues that the relevant government departments should reduce the compulsory regulation measures on the financial derivatives market, so that enterprises and individual investors can more accurately calculate the market risks of derivatives through measurement methods. And commercial banks should focus on the transformation of the number and scale of the details of financial derivatives, so that both themselves and the majority of investors can more clearly predict the risk of gold futures.

Keywords: Gold Futures; Gold Futures Price Risk; GARCH Model; Var Method

中国黄金期货价格是否存在风险？

—基于 GARCH-VaR 模型的实证研究

张雨昂¹，聂涧泉²

1. 上海大学悉尼工商学院，上海 201800

2. 上海大学经济学院，上海 201800

摘要：本文通过选取 2016.12-2019.12 期间黄金期货的结算价、收盘价以及连续合约价的日频率数据，使用 GARCH 模型对三组黄金期货日价格数据序列进行实证分析，采用拟合优度最高的 GARCH 族模型，预测 VaR 值，从而估算黄金期货的市场风险。实证分析结果发现，三组价格序列呈非正态分布，并且都存在 ARCH 效应，这一特征可以通过三组数据各自对应的最优拟合的 GARCH 族模型去除。活跃合约的结算价和收盘价波动较小，而连续黄金期货的收盘价因为本身加权的特性，所以其波动较另两组数据显著程度更高。本文认为政府有关部门应减少对金融衍生品市场的强制管制措施，使企业和个人投资者能更加准确地通过计量方法得出衍生品的市场风险；而商业银行应将重心放在改造金融衍生品的细节构成的数量规模上，使其本身和广大投资者都能更加清晰地预判出黄金期货的风险。

关键词：黄金期货；风险研究；GARCH；VaR 模型

1 引言

我国自 2007 年推出黄金期货，其市场规模不断壮大，目前已是世界第三大黄金交易市场。但是，我国黄金期货在十年前投入市场之后就遭遇了许多动荡的国际事件，国内外经济和各国政治局势都在对我国黄金期货市场产生严重的影响，几年前美国的次贷危机和席卷整个亚洲的金融危机虽然因为当时中国市场还比较封闭，也大都受到政府管制，但依然影响了期货价格的波动程度。同时，美国与其他国家的地区性战争和欧洲各国之间的摩擦冲突，也间接影响了国内市场。而这些令人不安的因素使得国际性很强的商品价格都出现很大震荡，其中就包括了国内外的黄金现货的几次令人措手不及的幅度较大的涨跌，对我国市场和投资者带来了一定程度上的打击。尤其是在 2020 年全球疫情期间，黄金期货及现货呈现出极大的波动性和风险性。而投资者与消费者对这种衍生品的概念非常模糊。在这样的大背景之下，诉诸于计量手段，基于频繁波动的历史价格数据来具体衡量我国黄金期货的风险价值，就显得尤为必要，通过计量研究，也能得出比较可靠而实用的投资建议与监管对策，助力中国黄金市场的稳定发展，更帮助广大的投资者对黄金期货的价格风险有一个较为清晰的认识。

2 黄金期货市场价格研究综述

早期研究受限于当时的经济发展状况，主要研究一般的普通金属、农产品期货市场、外汇期货市场及国债市场等。随着全球政治经济的变革以及频繁的地区性冲突，具有很高的保值性、很强的投资性、货币价值属性的黄金价格波动得到了学术界以及社会大众的关注，而黄金期货相较其现货有着更高收益性和风险性，因此自然而然进入了大众和学者们的视野之中。Liu 和 Chou (2003)^[1]研究了黄金和白银这两种期货以及对应的现货价格，对这二者之间的关系进行了实证研究。在模型中考虑了风险溢价并运用 ADF 单位根检验等方法，发现期货市场和现货市场之间存在长期稳定的均衡关系。Lin 和 Chiang (2008)^[2]用 1990 年到 2006 年纽约商品交易所和东京商品交易所的日收盘价格，研究这两个期货交易所各自的市场价格是相互影响还是一方主导的关系，结果显示，纽约商品交易所价格因为本身所处的市场非常成熟，交易量也非常大，这个价格属于指导性价格，对于全球的期货交易价格的影响非常大，其中就包括东京期货交易所的价格。

我国由于黄金期货推出时间较晚，主要还是以黄金期货及现货之间的联系作为研究。于虎山，秦学志 (2009)^[3]研究中国黄金期货市场在刚上市之初，市场机制是否高效运作。其发现如果金融衍生品市场达到一定的有效程度，本身的独立性就会随之增高，甚至不受相应现货的影响。田智朋和朱国彦 (2009)^[4]以 0806 合约的期货价格作为研究对象，研究黄金期货市场是否不受现货市场的影响，却得出了相反的结论，即这二者并未相互影响。李媛 (2009)^[5]为考察中美黄金期货价格的关系，纽约和上海两地交易所收盘价进行了相关性分析、协整检验和格兰杰因果检验，结果显示纽约商品交易所的价格对于上海起到一种引导的作用。

近年来，已经开始由学者研究黄金期货价格的风险问题。其主要研究方式为三种：第一种为董莹、李素梅 (2017)^[6]采用了交易日的结算价，基于收益率算法探究价格风险问题的方法；第二种采用 Rogers 和 Satchell (1991)^[7]、Rogers, Satchell 和 Yoon (1994)^[8]的计算公式来度量日内价格波动，使用的数据涉及到每个交易日的开盘价、最高价、最低价、收盘价；第三种为何镇宇和袁天昂 (2018)^[9]采用 ARMA-GARCH_t 模型能很好地刻画黄金期货收益率的尖峰厚尾性和波动风险，并认为黄金期货市场价格波动风险总体趋势是逐渐减小，但在较短时间内会出现极端风险。而本文把研究重心放在数据之间出现的计量差异上，这可以由 VaR-GARCH 模型中具体不同的模型反馈出的。这种数据之间的特点是本文筛选不同的理论模型的基础，也通过选择出的最好的模型的方式，并通过后验检验做二次筛选，确保本文对于数据计量的处理分析能达到比较高的精准性。使预测出的不同价格的走势的精确性更高，也对投资者分析风险更有帮助。

3 实证分析

3.1 黄金期货价格数据说明

黄金期货市场投资的风险主要是在于其价格及收益率的波动，本文选取三组价格序列数据为研究对象。国内期货市场不成熟使得不适合选择时间最近的合约品种或距离交割日固定月份的期货合约，因为虽然前者可能的确是最新数据而后者是比较有规律，方便做计量分析的数据，但是并不一定都是当月交易最为活跃的。对于这样一个问题，我们用这样一个解决方法，就是选择在同时交易的不同交割月份合约中成交量与持仓量最大的合约，即交易最为活跃的主力合约作为期货交易数据的来源。所以选择活跃合约比较有代表性，更符合国内期货市场的情况。由于期货合约平仓停止交易的特殊性，本文考虑到期货价格的间断性以及同一天交易的不同月份交割的期货合约价格的影响。本文认为以多个恰当月份交割且同时是最为活跃的期货合约收盘价进行加权平均运算，作为连续期货价格序列的代表是非常必要的。

因此本文选取了上海期货交易所的活跃合约的期货结算价、收盘价和黄金期货连续合约的收盘价，为计量统计的方便，分别用 $GOLD_{SET}$ ， $GOLD_{CLO}$ 和 $GOLD_{CON}$ 来代表数据。数据选取的起止日期是 2016 年 12 月 30 号至 2019 年 12 月 30 号，每组有 732 个日频率数据，数据来源于 WIND。

表 1 为三组期货价格数据的描述性统计，从表中可以看出黄金期货活跃合约收盘价的波动性最小，其他两种活跃合约结算价和连续期货价格的离散程度稍微大一些，但是三组数据的波动性差距不明显。

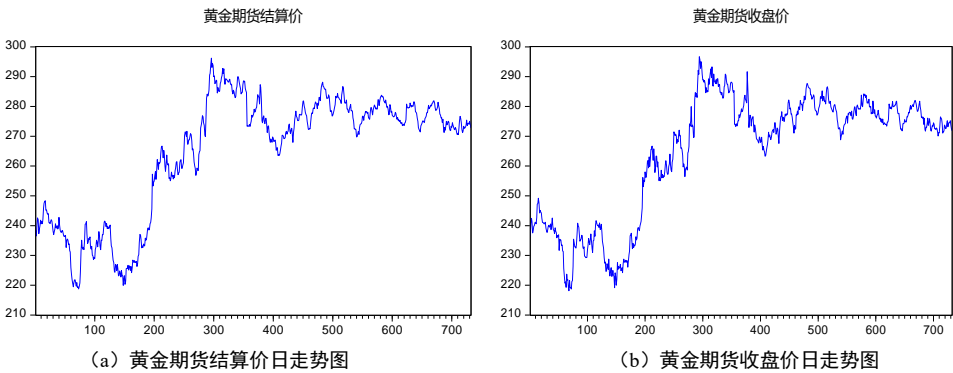
表 1 三组期货价格数据的基本统计特征

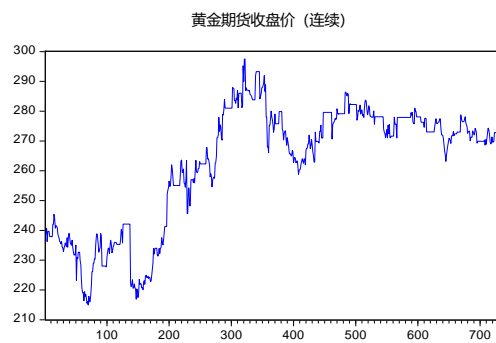
数据	最大值	最小值	平均值	中位数	标准差
$GOLD_{SET}$	296.20	218.75	264.4818	273.20	20.4065
$GOLD_{CLO}$	296.70	218.15	264.5589	273.30	20.3868
$GOLD_{CON}$	297.50	214.95	262.2532	270.70	20.4349

3.2 黄金期货价格的波动的基础特征

3.2.1 样本数据平稳性检验

对时间序列数据进行 GARCH 族建模分析需先检验数据是否具有平稳性，本文通过 ADF 检验对三组黄金期货价格数据进行检验。图 1 展示了这三组时间序列数据的走势图。从中可以看出这几组数据的波动范围都不大，而黄金期货的结算价、收盘价与连续黄金期货收盘价都呈所选时间段前期上涨，后小幅波动，且前期震荡较剧烈。表 2 为 ADF 检验的结果，发现三个数据序列的 ADF 统计量均大于 10% 检验水平下的临界值，说明三组数据都是不平稳的序列。因此本文对三组数据进行一阶差分重复 ADF 检验，发现在同显著性水平下，一阶差分后的 ADF 检验 P 值均小于 0.01，故拒绝原假设即在一阶差分后，三组期货价格数据都是有一个单位根的平稳序列。





(c) 黄金期货收盘价连续日走势图

图 1 三种期货价格的日数据走势图

表 2 结算价、收盘价、连续期货数据平稳性-ADF 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	临界值			P 值	结论
		1%	5%	10%		
GOLD _{SET}	-1.687164	-3.439081	-2.865283	-2.568819	0.4374	不平稳
1 st difference GOLD _{SET}	-23.44270	-3.439081	-2.865283	-2.568819	0.0000	平稳
GOLD _{CLO}	-1.701870	-3.439078	-2.865278	-2.568816	0.4299	不平稳
1 st difference GOLD _{CLO}	-28.01780	-3.439081	-2.865283	-2.568819	0.0000	平稳
GOLD _{CON}	-1.640356	-3.439081	-2.865283	-2.568819	0.4614	不平稳
1 st difference GOLD _{CON}	-30.91765	-3.439081	-2.865283	-2.568819	0.0000	平稳

3.2.2 正态性检验

金融时间序列数据大多呈现“尖峰厚尾”的特征，不符合正态分布的假设，VaR 模型提出的 T 分布和 GED 分布可以增加对尾部度量的精准度。由于 VaR 统计量计算所需要的精度和准确度受序列数据是否为正态分布影响，故对现有数据通过 Jarque-Bera 检验（J-B 检验）进行正态分布检验。公式为：

$$JB=(N/6)[S^2+(K-3)^2/4]\sim\chi^2(2) \quad (1)$$

其中 N 为样本容量，S 为偏度，K 为峰度，J-B 统计量服从自由度为 2 的卡方分布。原假设为分布为正态分布，如果 J-B 统计量大于临界值，则拒绝原假设。

表 3 J-B 统计量数据结果

	GOLD _{SET}	GOLD _{CLO}	GOLD _{CON}
Jarque-Bera	1013.313	786.8471	4184.146
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
峰度	8.742231	7.976695	14.60416
偏度	0.271852	0.516251	-0.824068

由表 3 可知，结算价、收盘价序列偏度大于 0 为右偏，而连续黄金期货收盘价偏度小于 0 为左偏的，而正态分布偏度为 0。此外三组数据峰度均大于 3，具有“尖峰厚尾”的特点，初步判定序列不符合正态分布，同时三组数据直方图显示具有“尖峰厚尾”的特征。

三组 J-B 统计量 P 值均小于 0.05，故拒绝原假设即三组序列数据均不服从正态分布。因此本文使用 GARCH 模型的 t 分布计算出的价格风险变量 VaR 值能更精准的体现数据分布尾部特点。

3.2.3 序列相关检验

有些时间序列数据的分布不仅呈峰态和偏度，更会随着数据的变动而变动，连续时间段的黄金期货价格之间也不一定是相互独立的，这种情况是序列的自相关性。因此本文使用 Q 统计量进行序列相关检验，从而更好地创建 VaR-GARCH 模型。Q 统计量的公式为：

$$Q = N \sum_{i=1}^k \rho_i^2 \quad (2)$$

其中 ρ_i 为 i 阶自相关系数，N 为样本容量，Q 服从卡方分布，自由度为 k 减去自相关参数的个数（自由度为 k）。整理结果详见表 4。

表 4 黄金期货价格相关性检验

滞后期	GOLD _{SET}		GOLD _{CLO}		GOLD _{CON}	
	Q 统计量	P 值	Q 统计量	P 值	Q 统计量	P 值
1	0.0781	0.780	0.0095	0.922	0.0631	0.802
2	2.0458	0.360	0.7985	0.671	3.3050	0.192
3	2.2246	0.527	1.3017	0.729	3.6399	0.303
4	2.2393	0.692	1.4042	0.843	3.7433	0.442
5	2.2411	0.815	2.2880	0.808	4.8196	0.438
6	2.2895	0.891	3.4314	0.753	4.8236	0.567
7	2.6727	0.914	3.5746	0.827	4.9106	0.671
8	5.2852	0.727	3.6938	0.884	5.1529	0.741
9	5.2853	0.809	5.4871	0.790	5.4460	0.794
10	5.9235	0.822	7.0998	0.716	6.7243	0.751
...
36	41.155	0.255	43.608	0.179	28.895	0.794

由表 4 可知，设定显著性为 1% 下，自相关系数 Q 值的 P 值大于 1%，无法拒绝原假设，即序列不相关。同时，滞后期增大，Q 统计量的数值也随之增大，说明黄金期货价格正在走向白噪声。

3.2.4 条件异方差检验

所取的时间序列能够表现出 ARCH 效应是建立 GARCH 模型的基本前提。由于方差是计算 VaR 值的重要参数且具有时变性，因此本文选择建立 GARCH 模型并对残差序列的平方进行异方差检验从而选出最优的模型估计 VaR 值。首先使用 ARCH-LM 检验自回归条件异方差性，找出最优阶数。

表 5 ARCH 效应检验

	GOLD _{SET}	GOLD _{CLO}	GOLD _{CON}
滞后阶数	4	4	4
Prob. F(4,721)	0.0254	0.0392	0.0499
Prob. Chi-Square(4)	0.0257	0.0395	0.0501

由表 5 可知，在滞后 4 阶时，P 值小于 5%在统计学上具有显著性故拒绝不存在条件异方差的原假设即序列存在 ARCH 效应。综上检验，为了将 ARCH 效应消除本文采用 GARCH 模型进行回归，使得估算出的 VaR 值具有更高的准度和精度。

3.3 实证分析

3.3.1 GARCH 族模型的选取

为了减少模型设定而导致的结果不准确的问题，本文建立 GARCH，TGARCH，EGARCH 和 PARCH 四种模型，选出各数据最适合的 GARCH 模型来估计 VaR 值，并使用最大似然估计进行相关参数估计。本文设定如下回归方程：

均值方程：

$$DGOLD = C(1) + C(2)*DGOLD(-1) \tag{3}$$

参数方程：

$$GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) \tag{4}$$

$$GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*RESID(-3)^2 + C(7)*RESID(-4)^2 + C(8)*GARCH(-1) \tag{5}$$

$$\begin{aligned} LOG(GARCH) = & C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + \\ & C(5)*ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2))) + \\ & C(6)*ABS(RESID(-3)/@SQRT(GARCH(-3))) + \\ & C(7)*ABS(RESID(-4)/@SQRT(GARCH(-4))) + \\ & C(8)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + \\ & C(9)*LOG(GARCH(-1)) \end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned} @SQRT(GARCH)^{C(10)} = & C(3) + C(4)*(ABS(RESID(-1)) - C(5)*RESID(-1))^{C(10)} + \\ & C(6)*ABS(RESID(-2))^{C(10)} + C(7)*ABS(RESID(-3))^{C(10)} + \\ & C(8)*ABS(RESID(-4))^{C(10)} + C(9)*@SQRT(GARCH(-1))^{C(10)} \end{aligned} \tag{7}$$

表 6 GARCH 族模型估计-GOLD_{SET}

GOLD _{SET}	模型参数	模型类型（p 值）			
		GARCH	TGARCH	EGARCH	PARCH
均值方程	DGOLD(-1)	0.0011	0.0000	0.0065	0.0043
	C(3)	0.0358	0.2996	0.0052	0.0008
	C(4)	0.0000	0.0048	0.0125	0.5880
	C(5)	0.0000	0.1738	0.8008	0.6033
	C(6)		0.5954	0.0000	0.2685
参数方程	C(7)		0.6142	0.9628	0.0021
	C(8)		0.4306	0.0004	0.0010
	C(9)			0.3942	0.0000
	C(10)				0.0000
R ²		0.019117	0.019071	0.019052	0.018873

（注：加粗表示不显著）

表 7 GARCH 族模型估计-GOLD_{CLO}

GOLD _{CLO}	模型参数	模型类型 (p 值)			
		GARCH	TGARCH	EGARCH	PARCH
均值方程	DGOLD(-1)	0.5057	0.8751	0.4790	0.6862
	C(3)	0.5680	0.8319	0.0000	0.5824
	C(4)	0.0000	0.0018	0.0415	0.0011
	C(5)	0.0000	0.0012	0.0002	0.5401
	C(6)		0.0167	0.0000	0.0072
	C(7)		0.2677	0.5367	0.1087
	C(8)		0.0000	0.0004	0.2897
	C(9)			0.0034	0.0000
	C(10)				0.0068
	R ²	0.000917	-0.000018	0.001187	0.000423

(注：加粗表示不显著)

表 8 GARCH 族模型估计-GOLD_{CON}

GOLD _{CON}	模型参数	模型类型 (p 值)			
		GARCH	TGARCH	EGARCH	PARCH
均值方程	DGOLD(-1)	0.0166	0.0071	0.0001	0.0091
	C(3)	0.0000	0.3629	0.0000	0.1630
	C(4)	0.0000	0.0002	0.0022	0.1794
	C(5)	0.0000	0.0018	0.0000	0.0634
	C(6)		0.0000	0.9988	0.0005
	C(7)		0.2805	0.9350	0.5083
	C(8)		0.0000	0.0048	0.9216
	C(9)			0.1166	0.6198
	C(10)				0.0002
	R ²	0.018034	0.017850	0.017407	0.017962

(注：加粗表示不显著)

表 6 表示，对于黄金期货活跃合约的结算价序列，在 5%显著性水平下，在 GARCH 模型中的参数是全部显著的，并且 GARCH 模型下的 R² 最大。

表 7 表示，对于黄金期货活跃合约的收盘价序列，在 1%显著性水平下，在 EGARCH 模型中显著的参数最多，并且 EGARCH 模型下的 R² 最大。

表 8 表示，对于连续黄金期货收盘价序列，在 1%显著性水平下，在 GARCH 模型中显著的参数都为 0，并且 GARCH 模型下的 R² 最大。

根据显著参数以多为优和 R² 以大为优的两个原则，从回归结果中我们可以得出：黄金期货活跃合约的

结算价和连续黄金期货收盘价的最优模型为 GARCH 模型。黄金期货活跃合约的收盘价的最优模型为 EGARCH。

确立各个数据的模型后，进行 ARCH 效应再检验确保消除异方差，表 9 可知残差序列已经显著不存在 ARCH 效应。因此本文可以使用三组数据最拟合的模型进行 VaR 值的预测。

表 9 GARCH 族模型确立后 ARCH 效应再检验结果

	GOLD _{SET}	GOLD _{CLO}	GOLD _{CON}
滞后阶数	4	4	4
Prob. F(4,721)	0.1033	0.9986	0.9747
Prob. Chi-Square(4)	0.1033	0.9986	0.9745

3.3.2 VaR 值分析

得出各个序列的最优拟合模型后，由于数据属于非正态分布，而且 VaR 分布对应的分位数，为了解决“尖峰厚尾”的分布特征，所以建立 t 分布求出各个序列的自由度 t。然后根据自由度 t 求出分位数 T 来计算各个序列的 VaR 值。详见表 10。

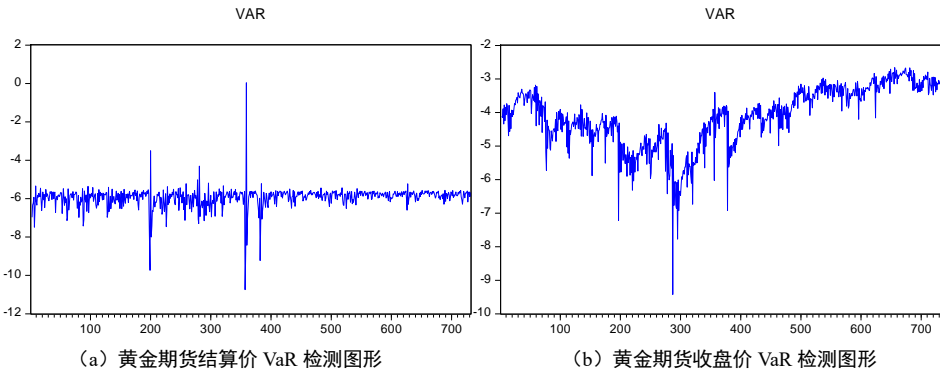
表 10 黄金期货价格模型自由度 T 计算结果

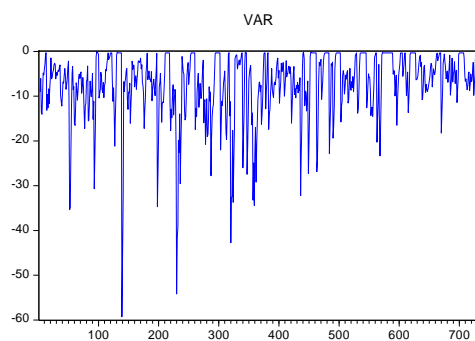
变量	自由度 t
GOLD _{SET}	2.619599
GOLD _{CLO}	4.798715
GOLD _{CON}	2.244393

利用 GARCH 模型预测结果及算出的分位数 T 得出在 95%置信度水平下黄金期货价格的 VaR 值。详见表 11。

表 11 黄金期货价格模型分位数 T 计算结果

变量	分位数 T
GOLD _{SET}	6.229847
GOLD _{CLO}	5.895642
GOLD _{CON}	30.07880





(c) 黄金期货收盘价连续 VaR 检测图形

图 2 三组黄金期货价格的 VaR 检测图形

表 12 三组黄金期货价格 VaR 检测数值

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.
GOLD _{SET}	-5.942646	-5.831819	0.041318	-10.73882	0.527438
GOLD _{CLO}	-4.129471	-4.061003	-2.659819	-9.423723	0.904236
GOLD _{CON}	-7.494732	-5.906475	-0.010386	-59.28888	7.645965

从 VaR 的检测数据中可以得出并不存在异常值，黄金期货活跃合约的结算价和收盘价的风险价值的波动范围较小，离散程度也较小在 0-1 之间，而结算价的风险波动程度更加小。而连续黄金期货的收盘价的波动程度最大。

为保证实证研究的结果数据的有效性，本文对 VaR 数值进行了卡方分布检验。在 95%置信度水平和自由度 1 情况下，卡方分布的关键值为 1310.64，F 检验的关键值为 3.003。卡方分布的关键值远大于 F 检验的关键值，说明实证结果符合卡方分布，实验数据有效。

4 结论与政策建议

本文以 2016 年 12 月至 2019 年 12 月间我国黄金期货结算价、收盘价以及连续期货价格作为样本，研究三组价格日频率数据序列，分别采用 GARCH、TARCH、EGARCH 和 PARCH 四种模型对三组期货价格进行拟合，并选出适合每组数据的最优模型来计算 VaR 值，并验证了数据的有效性。

结果表明我国黄金期货的价格波动具有集聚性和持久性的特点，这代表剧烈的价格波动往往会带来一系列剧烈的价格波动从而产生较大风险，反之较小的波动往往也会伴随小波动的产生，此时黄金期货的结算价格波动范围和标准差都较小。此外，活跃合约的收盘价格风险和连续期货价格都要大于结算价，除了这二者价格波动较大以外，风险波动的情况也较为接近，其中连续期货的波动程度最大。综上所述，VaR 方法适用于中国黄金期货价格的风险预测，通过将风险量化成数据指标，对于投资机构以及政府的风险管理以及监管有着较高的指导价值。

REFERENCES

- [1] Liu, S.M., Chou, C.H. Parities and Spread Trading in Gold and Silver Markets: A Fractional Cointegration Analysis [J]. Applied Financial Economics. 2003, 13: 899-911.
- [2] Lin, H.N., Chiang, S.M. & Chen, K.H. The dynamic relationships between gold futures markets: evidence from COMEX and TOCOM [J]. Applied Financial Economics Letters, 2008, 4: 19-24.
- [3] Hushan Yu, Xuezhi Qing. Empirical analysis on the efficiency of gold futures market in Shanghai[J]. Value Engineering, 2009, 1:

19-22.

- [4] Zhipeng Tian, Guoyan Zhu. An empirical study on the relationship between futures and spot prices in China's gold market [J]. Journal of Shandong Technology And Business University, 2009, 23(2): 76-51.
- [5] Yuan Li. An Empirical Study on the Price Relationship between Chinese and American Gold Futures Markets [J]. Economic Research Guide, 2009, 15(53): 53-54.
- [6] Ying Dong, Sumei Li. Research on price discovery function and volatility spillover effect of oil futures market in China [J]. Prices Monthly, 2017(07): 19-24.
- [7] L. C. G. Rogers, S. E. Satchell. Estimating Variance from High, Low and Closing Prices[J]. The Annals of Applied Probability, 1991, 1(4): 504-512.
- [8] L. C. G. Rogers, S. E. Satchell, Y. Yoon. Estimating the volatility of stock prices: a comparison of methods that use high and low prices[J]. Applied Financial Economics, 1994, 4(3): 241-247.
- [9] Zhenyu He, Tianang Yuan. Risk measurement analysis of price fluctuation in China's gold futures market[J]. Times Finance, 2018, No.703(21): 150-153.

【作者简介】



¹张雨昂（1996-），男，汉，硕士研究生，²聂润泉（1997-），女，汉，士研究生，公司金融，上海大学。行为金融，上海大学。

Email: 479496099@qq.com

Email: zya13913636481@163.com