

GARCH 模型在商品期货市场的应用探索

专题报告

摘要

- GARCH 模型及其变体是最常用的刻画金融资产波动率的模型。现实中的金融资产可能具有波动率聚集、杠杆效应等。GARCH 模型能够较好地拟合此种波动率的特征。本文简介了 GARCH 及其变体，并使用统计与金融计量方法进行了检验与建模。
- 经过检验，我们发现大部分农产品期货并不适用于 GARCH 模型，其波动率聚集效应比较差。我们对其余品种进行了建模与预测比较。为后续进行 GARCH 模型进一步研究提供了基础。
- 后续我们会对 GARCH 模型在配置策略中的应用进行研究。

作者姓名：姜慧丽

邮箱：jianghui.li@csc.com.cn

电话：023-81157278

期货从业资格号：F3081375

期货投资咨询从业证书号：Z0018496

发布日期：2023 年 2 月 14 日

风险提示：本报告仅对商品期货 GARCH 模型作客观呈现，不具备任何投资建议。历史业绩不代表未来业绩，回测业绩不代表实盘业绩，期市有风险，入市需谨慎。

目录

摘要	1
一、 引言	1
1.1. GARCH 模型理论的提出	1
1.2. 改进的 ARCH 族模型	2
1.3. 误差分布改进	3
二、 数据预处理与检验	3
2.1. 收益率序列图形分析	3
2.2. 异常值缩尾处理	4
2.3. 收益率序列残差正态性检验	4
2.4. 收益率序列 ARCH 效应检验	5
三、 实证模型拟合	7
3.1. 模型拟合步骤	7
3.2. 模型拟合结果	9
3.3. 最优模型预测	10
四、 总结和展望	11

一、引言

1.1. GARCH 模型理论的提出

实际的金融资产收益率时间序列通常有以下特点：

1. 收益率序列呈“尖峰厚尾”现象。收益率序列的分布不是标准正态，而是中部比正态分布更高而尖（尖峰），两边比正态分布要宽（厚尾）。从趋同交易行为与流动性角度解释，发生极端行情（大涨或大跌）时，流动性收紧，一些同质化交易缺乏对手方，并且有交易者情绪化交易，进而进一步推动极端行情，导致了极端行情发生的概率变高，从统计学的角度即为产生“尖峰厚尾”现象。
2. 波动率序列是随时间变化的，并不收敛于长期均值。这意味着方差并不独立于时间，我们在建模拟合收益率随时间变化的同时，也要拟合波动率随时间变化的模型。
3. 波动率序列存在“波动率聚集性”，即收益高波动率和低波动率往往会聚集在某一时间段，而且高波动率和低波动率的时期会交替出现。在统计上反映为波动率的自相关特征，这反映了波动率的短期关联。
4. 波动率具有“杠杆效应”，即相同正负收益率对波动率的影响不一致，负收益率对波动率影响更大，从投资者行为角度解释，在成熟市场，价格上升，投资者会倾向于持有，市场平稳；反之，价格大幅度下行投资者感到危机，会较多地交易，市场趋于动荡。但期货可以进行空头交易，杠杆效应可能并不明显。

综合以上特点，为了更加准确地刻画资产收益的时间序列，需要同时对时间序列的两个维度进行建模。首先是均值方程，通常使用 ARIMA 模型，其次是对均值方程的残差进行方差建模。

以日度期货品种收益为例，根据无套利原理，高流动性的金融资产自相关性不显著，因此可设定均值模型为常数。对于方差模型，GARCH 模型认为未来方差由三部分组成：长期无条件方差、历史新息以及历史方差。以 GARCH(1,1) 模型为例

$$\begin{aligned}r_t &= \mu + a_t \\ a_t &= \sigma_t \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2\end{aligned}$$

GARCH 模型是基于 ARCH 模型的改进，引入了历史新息，刻画了随时间变化的条件方差。从模型拟合角度，GARCH 显著降低了模型估计的阶数，能够拟合波动率聚集现象以及收益分布“尖峰厚尾”。但对方程估计系数有约束， α_i 和 β_i 必须大于等于 0；也不能反映杠杆效益；GARCH 的理论收益率分布虽然峰度更大，但并无左偏或右偏，也可能与实际不符，针对上述特征，出现了对 GARCH 模型的一些改进模型。

1.2. 改进的 ARCH 族模型

1.2.1. EGARCH 模型

(Nelson 1991) 提出的 EGARCH 模型（指数 GARCH 模型）使用条件方差的对数建模，并且引入非对称项，以 EGARCH(1,1) 为例，模型为

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + [\alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \gamma_1 (|\varepsilon_{t-1}| - E|\varepsilon_{t-1}|)] + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2$$

EGARCH 允许正负资产收益率对波动率的非对称影响，可以拟合杠杆效应，并且对数值可正可负，取消了 GARCH 模型对系数必须非负的限制。

1.2.2. GJR-GARCH 模型

(Zakoian 1994) 提出的 GJR-GARCH 模型提出了另一种引入非对称项的方式，加入示性函数为历史新息的系数，以 GJR-GARCH(1,1) 为例，模型为

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \gamma_1 I_{t-1}) a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 0 & \text{if } a_{t-1} \geq 0 \\ 1 & \text{if } a_{t-1} < 0 \end{cases}$$

1.2.3. APARCH 模型

(Ding, Granger and Engle 1993) 提出的 APARCH 模型（非对称幂 ARCH 模型），使用非整数幂参数 δ ，放松非整数幂会改变似然函数的优化，进而可能提高模型拟合程度。以 APARCH(1,1) 为例，模型为

$$r_t = \mu + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^\delta = \alpha_0 + \alpha_1 (|a_{t-1}| - \gamma_1 a_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

但该模型对于幂次 δ 并没有很好的解释。

1.3. 误差分布改进

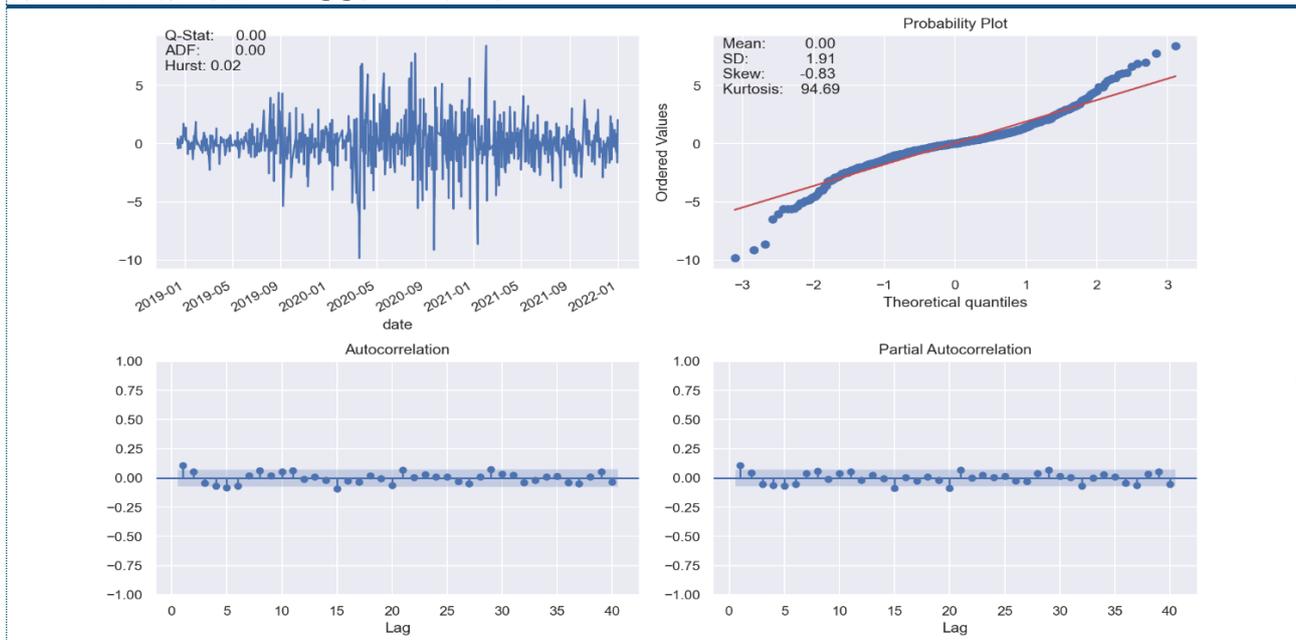
除改进模型外，增加模型准确性的另一方法是使用不同的误差分布，对于金融时间序列的尖峰厚尾、杠杆效应，可以改用 t 分布、偏 t 分布、ged 分布来拟合残差。t 分布相较于正态分布，尾部更厚；偏 t 分布则以线性形式引入非对称的尾部以拟合杠杆效应；ged 为广义误差分布，由 JPMorgan 的 Risk Metrics 提出，广泛用于金融资产的建模。

二、 数据预处理与检验

2.1. 收益率序列图形分析

以沪银品种为例，分别绘出其收益率、QQ 图（正态对应分位数图）、自相关图和偏自相关图。由收益率图可以看出，收益率序列具有异方差性以及波动率聚集；从 QQ 图中可以看出，收益率分布具有尖峰厚尾的性质，且分布略微左偏，在模型拟合中需要使用偏 t 分布等非正态误差假设；而在自相关和偏自相关图中，我们可以看出品种收益率可能存在自相关，这可能是动量因子有效的另一表现方式，因此我们需要建立 ARIMA 来描述均值模型。

图 1：沪银期货收益率、QQ 图、自相关图



数据来源：中信建投期货有限公司

2.2. 异常值缩尾处理

可以看到，部分收益率的离群值较大，为防止异常波动率对研究结果的影响 (Anderson, Bianchi, and Goldberg 2012)，需要对变量进行缩尾。在本例中，我们以分位数 $Q_{\alpha=0.5\%}$ 和 $Q_{\alpha=99.5\%}$ 来替代两侧的极端值。

2.3. 收益率序列残差正态性检验

对于分布假设，除了绘图察看，还可以使用 Jarque-Bera 统计量，通过偏度和峰度来检验样本是否来自正态分布总体。其原假设为：

$$H_0: \text{样本偏度为0, 峰度为3, 与正态分布一致}$$

JB 统计由偏度 S 和峰度 K 计算得，JB 统计量服从自由度为 2 的卡方分布：

$$JB = \frac{6}{n} \left[S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right] \sim \chi^2(2)$$

29 个品种的 JB 统计量如下，可以看到所有品种峰度均显著大于正态分布的 3，呈现明显的尖峰厚尾现象；而偏度方面，有 17 个品种呈现左偏，12 个品种右偏，总体来看收益率左偏比右偏更加明显。经过计算的 JB 统计量说明，所有品种均拒绝正态分布的原假设，我们需要使用尖峰厚尾的其他分布来刻画残差。

表 1：部分期货品种 JB 假设检验

期货品种	均值	偏度	峰度	JB 统计量	JB 检验 p 值	分布特征
AG	0	-0.1203	135.92	537.04	2.42E-117	拒绝正态分布假设
AL	0	-0.7147	11.17	870.70	8.52E-190	拒绝正态分布假设
NI	0	0.0027	236774.02	87.26	1.13E-19	拒绝正态分布假设
ZN	0	0.2190	94.45	616.31	1.48E-134	拒绝正态分布假设
RB	0	-0.5408	8.18	242.25	2.49E-53	拒绝正态分布假设
HC	0	-0.4262	13.93	223.67	2.69E-49	拒绝正态分布假设
I	0	-0.2507	10.39	50.33	1.18E-11	拒绝正态分布假设

数据来源：中信建投期货有限公司

表 1 续：部分期货品种 JB 假设检验

期货品种	均值	偏度	峰度	JB 统计量	JB 检验 p 值	分布特征
J	0	-0.3072	12.27	225.66	9.99E-50	拒绝正态分布假设
JM	0	0.1483	68.12	785.42	2.81E-171	拒绝正态分布假设
FG	0	-0.1880	53.30	139.38	5.43E-31	拒绝正态分布假设
BU	0	-0.1688	45.31	251.78	2.12E-55	拒绝正态分布假设
L	0	0.4429	20.75	512.84	4.35E-112	拒绝正态分布假设
MA	0	-0.1719	54.46	192.29	1.76E-42	拒绝正态分布假设
PP	0	0.3164	37.16	427.98	1.16E-93	拒绝正态分布假设
RU	0	-0.4201	11.37	167.70	3.84E-37	拒绝正态分布假设
V	0	-0.3402	31.56	909.45	3.28E-198	拒绝正态分布假设
TA	0	-0.0971	177.57	76.79	2.12E-17	拒绝正态分布假设
FU	0	-0.0201	2973.59	545.26	3.97E-119	拒绝正态分布假设
EG	0	0.1824	62.90	623.13	4.90E-136	拒绝正态分布假设
SP	0	0.1944	99.15	280.31	1.35E-61	拒绝正态分布假设
A	0	0.1871	107.55	139.13	6.13E-31	拒绝正态分布假设
M	0	0.3556	34.61	184.69	7.84E-41	拒绝正态分布假设
P	0	-0.2286	26.47	43.46	3.66E-10	拒绝正态分布假设
OI	0	-0.0757	716.81	223.47	2.98E-49	拒绝正态分布假设
Y	0	-0.2463	42.32	92.39	8.68E-21	拒绝正态分布假设
SR	0	0.1269	304.03	67.80	1.90E-15	拒绝正态分布假设
CF	0	-0.0769	630.67	428.63	8.41E-94	拒绝正态分布假设
C	0	0.1287	529.79	116.22	5.80E-26	拒绝正态分布假设
RM	0	0.2820	30.07	96.49	1.12E-21	拒绝正态分布假设

数据来源：中信建投期货有限公司

2.4. 收益率序列 ARCH 效应检验

我们需要使用 ARIMA 均值模型的残差来进行 ARCH 效应检验。检验 ARCH 效应可以通过绘出波动

率的自相关和偏自相关图，使用图形判别；或使用 LM 统计量，即为检验其波动率前 n 期的自相关关系是否显著。LM 原假设为：

$$H_0: \text{自相关系数 } \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_n = 0$$

检验前 n 期时，LM 统计量服从卡方分布 χ_n^2 。使用自动 ARIMA 均值模型的残差检验 ARCH 效应，检验结果如下。

表 2：部分期货品种 LM 检验

期货品种	滞后 1 期 LM	滞后 1 期 p 值	原假设	滞后 2 期 LM	滞后 2 期 p 值	原假设
AG	60.66	0.0000	拒绝	107.83	0.0000	拒绝
AL	12.76	0.0004	拒绝	42.67	0.0000	拒绝
NI	2.76	0.0967	接受	2.95	0.2289	接受
ZN	4.92	0.0265	拒绝	27.31	0.0000	拒绝
RB	24.46	0.0000	拒绝	38.27	0.0000	拒绝
HC	28.85	0.0000	拒绝	68.66	0.0000	拒绝
I	15.63	0.0001	拒绝	22.11	0.0000	拒绝
J	38.35	0.0000	拒绝	105.04	0.0000	拒绝
JM	75.88	0.0000	拒绝	174.76	0.0000	拒绝
FG	39.14	0.0000	拒绝	73.13	0.0000	拒绝
BU	22.12	0.0000	拒绝	45.01	0.0000	拒绝
L	14.63	0.0001	拒绝	49.91	0.0000	拒绝
MA	0.29	0.5912	接受	14.73	0.0006	拒绝
PP	11.20	0.0008	拒绝	72.09	0.0000	拒绝
RU	6.55	0.0105	拒绝	8.90	0.0117	拒绝
V	52.30	0.0000	拒绝	99.25	0.0000	拒绝
TA	20.47	0.0000	拒绝	30.31	0.0000	拒绝
FU	27.49	0.0000	拒绝	40.39	0.0000	拒绝
EG	26.74	0.0000	拒绝	120.46	0.0000	拒绝

数据来源：中信建投期货有限公司

表 2 续：部分期货品种 LM 检验

期货品种	滞后 1 期 LM	滞后 1 期 p 值	原假设	滞后 2 期 LM	滞后 2 期 p 值	原假设
SP	12.11	0.0005	拒绝	17.54	0.0002	拒绝
A	0.59	0.4427	接受	4.68	0.0963	接受
M	1.39	0.2384	接受	1.40	0.4977	接受
P	0.11	0.7405	接受	0.58	0.7482	接受
OI	5.33	0.0210	拒绝	6.56	0.0376	拒绝
Y	0.41	0.5209	接受	2.66	0.2648	接受
SR	0.60	0.4384	接受	1.92	0.3822	接受
CF	41.33	0.0000	拒绝	49.72	0.0000	拒绝
C	1.80	0.1792	接受	2.13	0.3440	接受
RM	4.49	0.0341	拒绝	4.56	0.1023	接受

数据来源：中信建投期货有限公司

观察结果，除金属镍（NI）、甲醇（MA）外所有非农产品商品期货均在滞后 1 期具有 ARCH 效应，我们采用 GARCH(1,1) 及其改进模型进行模型拟合，对于镍，后续检验，只有滞后 4 期才具有 ARCH 效应，不适用于 GARCH 拟合，对于甲醇，我们采用 GARCH(2,2) 模型。对于农产品期货，只有棉花（CF）ARCH 效应显著，其他农产品期货并不适用于 GARCH 拟合。

三、 实证模型拟合

3.1. 模型拟合步骤

拟合 GARCH 模型按照如下步骤进行：

1. 对各品种收益率序列进行平稳性检验，若序列平稳则进行下一步，否则将序列处理为平稳序列；
2. 使用自动 ARIMA 模型进行均值方程拟合；
3. 使用 ARIMA 模型的残差进行残差分布检验，以确定 GARCH 模型需要使用的残差分布；
4. 使用 ARIMA 模型的残差进行 ARCH 效应的 LM 检验，以确定 GARCH 模型使用的阶数；



5. 使用不同的 GARCH 模型和不同分布拟合单品种收益率，以 BIC 信息准则确定最佳模型。本文中采用的 GARCH 模型为：

- a. GARCH 模型
- b. EGARCH 模型
- c. GJR-GARCH 模型
- d. APARCH 模型

本文中采用的分布为：

- a. 正态分布
- b. t 分布
- c. 偏 t 分布
- d. ged 分布（广义误差分布）

6. 最终我们使用最优模型，向前进行滚动预测，预测下一期波动率，对比真实值计算 MSE、MAE

3.2. 模型拟合结果

表 3: ARMA-GARCH 模型拟合结果

期货品种	ARMA					GARCH 模型	GARCH				
	μ	AR[1]	AR[2]	MA[1]	MA[2]		α_0	ω	α_1	β_1	ν
AG	-	1.479	-0.833	-1.404	0.745	GARCH-ged	0.018	0.012	0.068	0.932	1.191
AL	0.074	-	-	-	-	GARCH-t	-0.021	0.002	0.025	0.975	4.693
ZN	-	-0.069	-	-	-	GARCH-t	0.017	0.014	0.043	0.950	6.707
RB	0.089	-	-	-	-	GARCH-ged	0.024	0.018	0.051	0.942	1.405
HC	0.100	-	-	-	-	GARCH-t	0.048	0.045	0.085	0.895	8.945
I	0.377	-0.220	-0.756	0.199	0.818	GARCH-ged	0.072	0.095	0.060	0.926	1.569
J	0.120	-	-	-	-	EGARCH-ged	0.030	0.004	0.017	1.000	1.408
JM	0.248	0.225	-0.939	-0.177	0.924	GARCH-ged	-0.077	0.016	0.066	0.933	1.321
FG	-	0.772	-	-0.811	0.114	GARCH-t	0.061	0.007	0.041	0.959	6.117
BU	-	-	-	-	-	GARCH-ged	0.081	0.136	0.057	0.911	1.275
L	-	-	-	-	-	GARCH-t	-0.001	0.035	0.068	0.912	7.253
MA	-	-	-	-	-	GARCH-ged	0.032	0.113	0.000	0.915	1.459
PP	-	0.550	-0.910	-0.557	0.868	GARCH-t	0.001	0.050	0.068	0.902	6.063
RU	-	-	-	-	-	GARCH-ged	0.038	0.060	0.044	0.932	1.293
V	-	-1.423	-0.468	1.487	0.559	GARCH-t	0.047	0.012	0.065	0.934	5.986
TA	-	-	-	-	-	GARCH-ged	-0.001	0.049	0.072	0.912	1.308
FU	-	-	-	-	-	GARCH-ged	0.070	0.390	0.103	0.827	1.481
EG	-	-1.420	-0.872	1.399	0.903	GARCH-ged	0.008	0.183	0.117	0.824	1.257
SP	-	-	-	-	-	EGARCH-ged	0.005	-0.002	-0.042	0.996	1.142
CF	-	-0.864	-0.735	-	-	GARCH-t	0.005	0.075	0.110	0.858	6.693

数据来源：中信建投期货有限公司

分析结果的图表，对于 ARMA 模型，大多数品种无 AR 或 MA 效应，呈现常数均值；小部分品种自动拟合为 ARMA(1,1) 和 ARMA(2,2) 模型，但其 AR[1]和 MA[1]系数加和几乎为 0，来自前一期的信息冲击被抵消。对于 GARCH 模型，所有品种最优分布均为 t 分布或 ged 分布，此两种分布均为对称分布，说明期货市场并无明显的杠杆效应，相较于股票市场，期货市场多头交易和空头交易对称，且并无做空阻碍，可能在一定程度上不体现为显著的杠杆效应；同样，由于杠杆效应不显著，因此最优模型多为原始 GARCH 模型，其模型未添加描述非对称的项。

3.3. 最优模型预测

表 4：期货一步预测相对 MAE 与 MSE

期货品种	RMAE	RMSE	期货品种	RMAE	RMSE
AG	1.0299	12.3516	L	0.5122	3.4214
AL	0.6325	4.7084	MA	0.7708	6.3785
ZN	0.5451	3.7403	PP	0.5121	3.4695
RB	0.7885	7.4913	RU	0.7859	7.1662
HC	0.8136	8.5250	V	0.6942	5.4185
I	1.7609	29.6726	TA	0.8291	7.6445
J	1.1666	13.7516	FU	1.4777	23.3633
JM	1.6987	26.6168	EG	1.0318	13.6823
FG	0.7989	7.0890	SP	0.8959	8.2903
BU	1.1699	14.4205	CF	0.5288	3.6123

数据来源：中信建投期货有限公司

四、 总结和展望

本文初步研究了 ARMA-GARCH 模型在期货市场上的实证结果，发现金属镍和大多数农产品期货并不适用 GARCH 模型。对于其他商品期货，我们使用 ARMA-GARCH 模型进行了初步探索，发现了期货市场与股票市场不同，并无显著的杠杆效应，这可能是由于期货市场的多空交易机制导致。根据拟合的最优模型，我们进行了波动率的前向预测，并计算误差。基于 GARCH 模型的波动率预测可以用于风险管理以及统计套利。

后续我们会对 GARCH 模型在配置策略中的应用进行研究。

联系我们

中信建投期货总部

重庆市渝中区中山三路131号希尔顿商务中心27楼、30楼

电话：023-86769605

上海分公司

地址：中国（上海）自由贸易试验区浦电路490号，世纪大道1589号8楼08-11单元

电话：021-58301589

济南分公司

地址：济南市历下区泺源大街150号中信广场A座六层611、613室

电话：0531-85180636

湖南分公司

地址：长沙市岳麓区观沙岭街道茶子山东路112号滨江金融中心C座2127、2128室

电话：0731-82681681

大连分公司

地址：大连市沙河口区会展路129号大连国际金融中心A座大连期货大厦2901号房间

电话：0411-84806336

河南分公司

地址：郑州市未来路69号未来大厦2205、2211、1910房，未来公寓1306、1506、1806房

电话：0371-65612397

河北分公司

地址：廊坊市广阳区吉祥小区20-11号门市一至三层、20-1-12号门市第三层

电话：0316-2326908

深圳分公司

地址：深圳市福田区深南大道和泰然大道交汇处绿景纪元大厦111

电话：0755-33378759

杭州分公司

地址：浙江省杭州市江干区钱江国际时代广场3幢702室

电话：0571-87380613

宁波分公司

地址：浙江省宁波市鄞州区和济街180号国际金融中心F座1809室

电话：0574-89071681

西安分公司

地址：陕西省西安市高新区科技路38号林凯国际大厦十九层1905、1906、1907室

电话：029-85725585

重庆渝北分公司

地址：重庆市渝北区龙山街道新南路439号中国华融现代广场3幢19-1/2号

电话：023-67380500

上海浦东分公司

地址：中国（上海）自由贸易试验区浦东南路528号2202室

电话：021-68597013

四川分公司

地址：成都市武侯区科华北路62号力宝大厦南楼1801、1802、1803室

电话：028-62818710

重庆分公司

地址：重庆市渝中区中山三路107号上站大楼平街名义层11-A4-A6

电话：023-61361140

海南分公司

地址：海南省海口市龙华区滨海大道77号中环国际广场10层1002号

电话：0898-68538536

北京朝阳门北大街营业部

地址：北京市东城区朝阳门北大街6号首创大厦207室

电话：010-85282866

江西分公司

地址：江西省南昌市红谷滩区红谷中大道998号绿地中央广场A1#办公楼4801A室、4802室

电话：0791-82082701

广州东风中路营业部

地址：广州市越秀区东风中路410号第16层自编1605C、1605B、1606房

电话：020-28325286

漳州营业部

地址：福建省漳州市龙文区九龙大道以东漳州碧湖万达广场A2地块9幢1203号

电话：0596-6161601

安徽分公司

地址：安徽省合肥市包河区马鞍山路130号万达广场C区6幢1903、1904、1905室

电话：0551-2889767

上海徐汇营业部

地址：上海市徐汇区斜土路2899甲号1幢1601室

电话：021-64040178

湖北分公司

地址：武汉市江汉区香港路193号中华城A写字楼栋/单元36层3601号02-03室

电话：027-59909521

南京分公司

地址：南京市黄埔路2号黄埔大厦11层D1、D2座

电话：025-86951881

北京北三环西路营业部

地址：北京市海淀区中关村南大街6号9层912

电话：010-82129971

太原营业部

地址：山西省太原市小店区长治路103号阳光国际商务中心A座902室

电话：0351-8366898

广州分公司

地址：广州市天河区黄埔大道西100号富力盈泰大厦B座1406

电话：020-22922102

北京国贸营业部

地址：北京市朝阳区光华路8号17幢一层A113房间

电话：010-85951101

福州营业部

地址：福建省福州市台江区宁化街道振武路70号（原江滨西

大道北侧）福晟·钱隆广场18层01商务办公

电话：0591-83625596

方顿物产（重庆）有限公司

地址：重庆市渝中区中山三路131号希尔顿商务中心2603室

电话：023-86769662

重要声明

本报告内容仅供符合《证券期货投资者适当性管理办法》规定可参与期货交易的投资者参考。在任何情形下都不构成对接收本报告内容投资者的任何投资建议，投资者应充分了解各类投资风险并谨慎考虑本报告发布内容是否符合自身特定状况，自主做出投资决策并自行承担投资风险。中信建投期货不因任何订阅或接收本报告的行为而将订阅人视为中信建投的客户，投资者依据本报告内容作出的任何决策与中信建投期货或作者无关。

本报告发布内容如属于系列解读，则投资者可能会因缺乏对完整内容的了解而对其中假设依据、研究依据、结论等内容产生误解，提请投资者参阅我司已发布的完整系列报告，仔细阅读其所附各项声明、数据来源及风险。

中信建投期货对本报告所载资料的准确性、可靠性、时效性及完整性不作任何明示或暗示的保证，本报告意见仅代表报告发布之时的判断，相关研究观点可能依据我司后续发布的报告在不发布通知的情形下作出更改。

本报告发布内容为中信建投期货所有。未经我司书面许可，任何机构和个人不得以任何形式对本报告进行翻版、复制和刊发，如需引用、转发等，需注明出处为“中信建投期货”，且不得对本报告进行任何增删或修改。亦不得从未经我司书面授权的任何机构、个人或其运营的媒体平台接收、翻版、复制或引用本报告发布的全部或部分內容。版权所有，违者必究。

全国统一客服电话：400-8877-780

网址：www.cfc108.com