

加密货币期现货间价格及波动传递关系和套保绩效研究

作者：Gate.io 研究院 M.Esteban, C.Jill

摘要

加密投资成为越来越多人的投资选择，加密市场的繁荣很大程度上离不开期货市场的发展，低门槛、低成本、高灵活度的期货投资价值被放大，其套期保值的风险管理能力同样值得关注。加密金融生态健康运转离不开专业投资者的参与，未来金融风险管理能力的要求将被拉升到新的高度，所以客观理性把握期货的独特功能、灵活巧妙利用其搭建组合来管控仓位风险成为必要。因此，本报告借鉴传统金融中期货的研究框架，从期现货市场领先-滞后关系、期现货市场波动溢出效应和套期保值绩效三个角度，通过数理化统计模型来研究加密期货的价格发现、套期保值等功能的实现情况，为投资者提供期货投资的学术性参考。

要点摘要

- ◆ 加密货币市场蓬勃，各加密货币交易所期货市场增长强劲，杠杆性投资偏好增加，培育完备且成熟的加密金融生态离不开具有套期保值、风险管理功能的期货工具；
- ◆ 加密期货在传统金融期货的研究框架下得出的结论与传统期货有很大不同，主要体现在期现货市场领先-滞后关系研究、期现货市场波动溢出效应研究、期货套期保值绩效等方面；
- ◆ 加密期货时间序列不同于传统金融时间序列呈现“尖峰厚尾”性而是近似正态分布，BTC 期现货价格序列具有长期协整关系，但无显著的 Granger 因果关系；VECM 模型显示，在日级别数据上 BTC 现货与永续期货无显著领先滞后关系，但与交割期货在趋势性影响下存

在 10%水平下的显著双向且反向的领先滞后关系，且 5%水平下滞后 2 阶的影响更大。

- ◆ 通过 BEKK-GARCH 模型研究期现货市场的波动溢出效应发现，BTC 现货与 BTC 永续期货市场自身的 ARCH 效应显著而 GARCH 效应不显著，两市场间具有显著双向波动溢出效应，但波动溢出持续性不强；BTC 现货与 BTC 交割期货市场自身的 ARCH 效应不显著而 GARCH 效应显著，现货对期货具有 10%置信水平下微弱单向波动传递效应但持续性也不强；
- ◆ 以风险最小化为目标的套期保值策略研究可通过搭建 OLS、B-VAR、ECM、ECM-GARCH 来计算最佳套期保值比率并衡量套保绩效，结果显示永续期货最佳套保比率均超 100%，交割期货均值超 94%；四个模型套保绩效均达到 96.50%以上，总体上 OLS 和 B-VAR 的套保绩效效果最佳，BTC 永续期货组合最适合 ECM-GARCH，BTC 交割期货组合最适合 B-VAR。

目录

1 加密货币期货的研究背景及相关理论	1
1.1 研究背景	1
1.2 期货功能及研究意义	2
1.3 研究框架及思路	3
1.4 研究统计方法	4
1.4.1 平稳性检验	4
1.4.2 协整检验	5
1.4.3 Granger 因果检验	5
1.4.4 ARCH 效应检验	5
1.4.5 最小二乘法回归模型 OLS	6
1.4.6 双变量向量回归模型 B-VAR	7
1.4.7 误差修正模型 ECM	8
1.4.8 GARCH 及 BEKK-GARCH 模型	9
2 加密货币期货与现货间领先滞后关系的研究	10
2.1 关于期货与现货价格相互关系的研究概况	10
2.2 期现价格的传导机制及一般关系	11
2.3 期现价格领先-滞后关系的实证研究	12
2.3.1 描述性统计分析	12
2.3.2 序列平稳性检验	13

2.3.3 Johansen 协整检验	13
2.3.4 Granger 因果检验	15
2.3.5 VECM 模型构建	16
2.3.6 小结	17
3 加密货币期货影响现货波动的研究	19
3.1 关于期货与现货波动溢出关系的概况	19
3.2 期现货波动溢出效应的实证研究	19
3.2.1 ARCH 效应检验	19
3.2.2 BEKK-GARCH 模型搭建	20
3.2.3 小结	22
4 加密货币期货套期保值绩效的研究	22
4.1 关于期货套期保值绩效的概况	22
4.2 期货套期保值绩效的实证研究	24
4.2.1 OLS 模型	24
4.2.2 B-VAR 模型	25
4.2.3 ECM 模型	26
4.2.4 ECM-GARCH 模型	27
4.2.5 小结	28
5 总结	30
6 参考资料	32

1 加密货币期货的研究背景及相关理论

1.1 研究背景

自去年 DeFi Summer 之后，区块链技术和加密货币受到越来越多投资者的关注，加密市场上各种代币的价格涨幅惊人，同样伴随着这一行业价值爆发浪潮的还有各个加密货币交易所的交易情况，其中期货产品的交易尤为活跃。

Gate.io 研究院在往期报告 [《中心化加密货币交易所衍生品市场调研及金融功能分析报告》](#) 中调研发现，加密货币投资者的衍生品偏好增加，杠杆性需求旺盛，交易所的衍生品市场比重上升，衍生品业务规模总体上达到现货市场规模的 4 倍左右。除了年中受到“519 市场崩盘”的影响，今年主流交易所衍生品的月交易总量总体呈现较大幅度增长。

主流交易所衍生品交易总量的月变化情况

Unit: %

Bitfinex	91.62	-13.89	3.46	60.17	165.8	-28.83	-36.69	-7.56	92.71	-7.99
Kraken	107.05	-15.2	-4.11	22.94	28.08	-59.8	-23.39	23.53	17.4	-9.7
Deribit	146.91	-18.56	-9.15	19.79	37.57	-56.39	-23.21	31.5	8.35	-8.01
Bybit	136.25	8.48	5.69	25.84	27.18	-37.91	-20.37	33.31	-6.74	-4.57
FTX	150.45	15.97	-0.75	79.27	38.44	-52.04	-22.95	58.64	29.56	-4.31
OKEX	102.37	-8.49	-10.83	39.48	71.47	-54.86	-29.11	47.57	2.06	14.41
Huobi Global	105.45	-2.42	-2.71	27.64	36.57	-54.55	-43.91	18.19	7.88	-31.3
Binance	115.04	14.45	5.41	52.95	44.05	-32.52	-20.45	34.23	3.23	1.94
Gate.io	46.82	8.35	27.22	54.08	87.07	-6.55	-7.23	64.53	-8.92	3.97
	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct

来源: Coingecko, Gate.io 研究院整理

1.2 期货功能及研究意义

伴随着加密货币投资共识增强，加密货币市场在金融产品种类、交易机制等方面不断探索，一方面借鉴传统金融的经验，如推出商品/金融期货、期权、ETF 等，另一方面开拓适合加密投资特点的新道路，如永续合约、去中心化交易所、AMM 交易、流动性挖矿等。相比起传统金融市场，当前加密金融生态的更新迭代速度之快是过去投资者所难以想象的。

培育更加完备且成熟的加密金融市场是金融服务提供商的重要目标，加密金融的健康运转也是吸引更多投资者加入的长久之策，除了为投资者提供具有价值性或增长性的金融产品，金融风险管理的工具同样值得关注。

在加密货币市场规模不断扩大、市场波动加剧、风险加大的背景下，期货的产生是投资者进行风险管理的内在要求。金融期货之父 Leo Melamed 认为，金融期货主要可用于发现价格、管理风险和提高交易效率。相较于传统金融的期货产品，加密货币期货在交易门槛、交易方式、结算机制等方面更具便捷性，投资者的风险素质可能会因此大打折扣，尤其在资金自由流动、无涨跌幅限制的机制下，频频爆仓早已成为司空见惯的事。

期货通常被认为是风险管理的首选工具，但其风险管理作用的认可过程也不是一帆风顺的。虽然不同于一揽子股票绑定的形式，加密货币期货一定程度上与股指期货相近，两者的交易均相对自由开放。百年老牌英国巴林银行、法国兴业银行由于银行内部人员违规交易股指期货而损失惨重，1987 年美国股灾之后美国政府发布的《布雷迪报告》也将股灾归因于股指期货的交易，认为股指期货与股票现货交易间的恶性循环导致了瀑布效应；而在 2007 年次贷危机中，

股指期货的风险管理功能发挥重要作用，张阁（2010）¹指出从2007年8月至2008年11月各国股票现货指数跌幅来看，已经推出股指期货交易的市场，其股票现货指数的平均跌幅（-0.473）远小于没有推出股指期货交易市场的平均跌幅（-0.559），这是因为投资者可以通过期货进行套期保值来对冲现货市场风险。

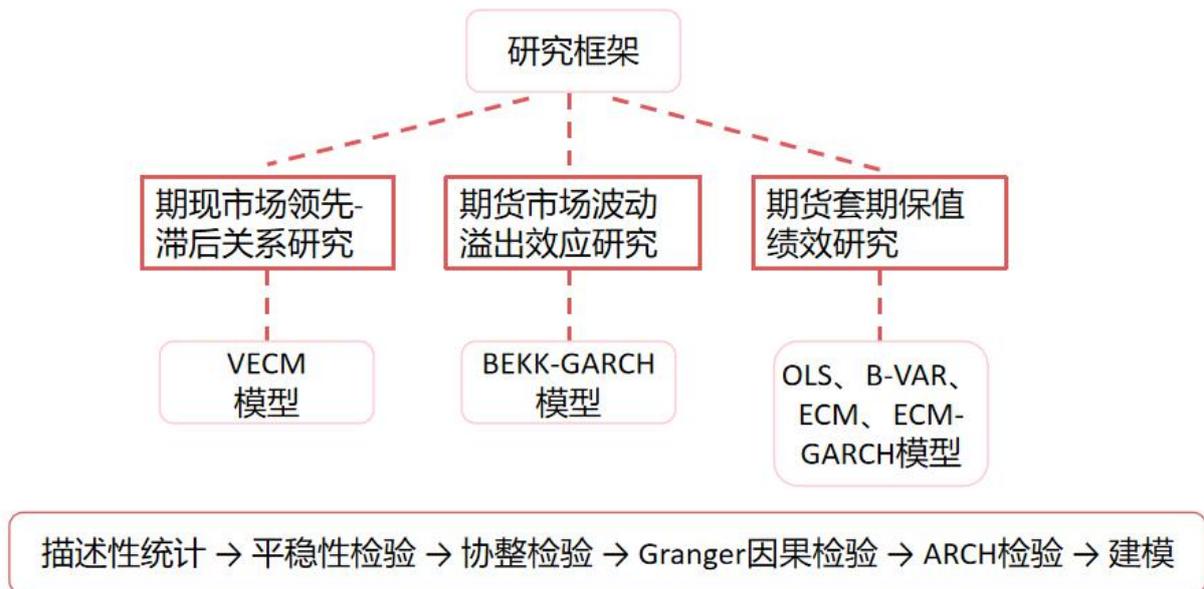
价格发现、套期保值和稳定市场被认为是期货的三大功能，在传统金融中，学术界关于期货的研究主要集中在期货与现货的期限价格领先-滞后关系上，探讨期货对现货市场是否存在引导作用；另一方面研究期货市场对于现货市场的波动溢出效应，谈论期货波动是否具有显著的传递现象。因此，映射到加密货币金融中，期限关系与波动传递同样是投资者较为关心的问题，另外套期保值绩效也是期货功能发挥效果的重要研究方向，这尤其对于以后拥有大体量资金的机构投资者参与加密货币投资具有参考意义。

1.3 研究框架及思路

本报告研究内容分为三大块，即期现市场领先-滞后关系研究、期货市场波动溢出效应研究及期货套期保值绩效研究；运用VECM模型探讨期现货的有无单向或双向的引导关系，运用BEEK-GAECH模型研究波动溢出影响，综合运用简单OLS、B-VAR、ECM和ECM-GARCH模型计算出套期保值比率及对应的套保绩效，为投资者理解期货的套保功能提供数据化参考。构建模型的基本流程主要包括对于时间序列的平稳性检验、协整检验、Granger因果检验和ARCH效应检验，报告采用的模型对于以上检验是循序渐进的，是否检验需根据建模具体需要。

¹ 张阁. 中国股指期货对现货市场的影响研究[D]. 东北财经大学. 2010

本报告的期货与现货数据均源于数据网站 Coingecko，采用 2021 年 8 月 16 日至 2021 年 10 月 15 日的 BTC 现货、Gate.io BTCUSDT 的 BTC 永续期货和 Binance 的 BTCUSD 211231 的当季交割期货，建模过程中使用的是统计软件 Eviews 和 Winrats。



来源：Gate.io 研究院整理

1.4 研究统计方法

1.4.1 平稳性检验

在对金融时间序列建模时，为避免伪回归现象，一般要求序列是平稳的。对于一个时间序列，如果均值没有系统的变化（无趋势）、方差没有系统变化，且严格消除了周期性变化，就可以称之为平稳时间序列。统计上将平稳性分为严平稳和弱平稳，在金融序列研究中一般满足弱平稳即可，即 $E(r_t) = \mu$ ， $Cov(r_t, r_{t-l}) = \gamma_l$ ， μ 是常数， γ_l 只依赖 l 。

对于不平稳的原序列，经济分析中通常采用差分的办法，检验平稳性的办法采用 ADF 检验。

原假设 H_0 是序列存在单位根，即序列非平稳，若 ADF 检验统计值的 P value 小于显著性水平（如 5%），则可拒绝原假设，可认为该序列平稳。

1.4.2 协整检验

协整关系是对非平稳经济变量长期均衡关系的统计描述，它描述了两个或多个非平稳时间序列的均衡关系，虽然每个时间序列的矩，如均值、方差或协方差等随时间变化，但这些序列的某种线性组合（均衡关系）的矩具有时不变的特征。进行协整检验的方法一般有两种：一是基于回归残差的 EG（Engle&Granger, 1987）两步法，即先进行线性回归得到残差序列，再对该残差序列进行 ADF 平稳性检验，二是基于 VAR 系统的极大似然估计法。在 Eviews 软件中，对于协整性检验有自带更为简便的方式，可直接进行协整回归得到协整关系。

1.4.3 Granger 因果检验

所谓因果关系是指变量之间的依赖性，作为结果的变量是由作为原因的变量所决定，表示的是原因变量对于结果变量的预测能力大小，统计上的因果关系并不完全代表经济意义上真正的因果关系。因此，在下文的研究可以利用 Granger 因果关系进行两市场间关系的初步判断，之后再具体的模型进行进一步说明。

1.4.4 ARCH 效应检验

对于单个市场的收益率：

$$r_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i r_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中 φ_0 为常数项， φ_i 为自回归 AR 项系数，这是均值方程能预测的部分， ε_t 是不存在自相关的残差项，代表新息（innovation）引起的非预期收益率，若满足：

$$\varepsilon_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + a_p \varepsilon_{t-p}^2 + \mu_t$$

则说明收益率残差项 ε_t 平方存在序列相关性，那么收益率方程存在 ARCH 效应，此时可建立 GARCH 模型进一步揭示收益率存在的高阶矩特征。

1.4.5 最小二乘法回归模型 OLS

OLS 即普通最小二乘法线性回归模型，基本原理是通过线性回归得到一条使得各点到直线的距离平方和最小的最优拟合直线，OLS 模型可以表示为：

$$R_{st} = \alpha + \beta R_{ft} + \varepsilon_t$$

上式 R_{st} ， R_{ft} 分别为现货收益率和期货收益率， α 是常数项， ε_t 是残差项且独立同分布，服从均值为 0，方差为常数的正态分布；回归系数 β 即在研究中所求的最优套期保值比率（详见第四章），对上式取一阶微分并令方程为零即可得到，其推导过程如下：

设在 t 时刻，1 单位数字货币需要 K 单位数字货币期货进行套保，此时套期保值比率为 h，令数字货币此时现货价格为 P_t^s ，期货价格为 P_t^f ，此时现货期货套保组合价值为 V_t^h ，则有：

$$V_t^h = P_t^s - h * P_t^f$$

从 t 到 t+1 时刻，套保组合价值变化为：

$$\Delta V_{t+1} = (P_{t+1}^s - h * P_{t+1}^f) - (P_t^s - h * P_t^f)$$

令：

$$\Delta S_{t+1} = P_{t+1}^s - P_t^s$$

$$\Delta F_{t+1} = P_{t+1}^f - P_t^f$$

$$\Delta V_{t+1} = \Delta S_{t+1} - h * \Delta F_{t+1}$$

用方差表示组合的风险，令套保组合风险为 $\text{Var}(\Delta V_{t+1})$ ，则有：

$$\begin{aligned} \text{Var}(\Delta V_{t+1}) &= \text{Var}(\Delta S_{t+1} - h * \Delta F_{t+1}) \\ &= \text{Var}(\Delta S_{t+1}) + h^2 \text{Var}(\Delta F_{t+1}) - 2h \text{Cov}(\Delta S_{t+1}, \Delta F_{t+1}) \\ &= \sigma_{s,t+1}^2 + h^2 \sigma_{f,t+1}^2 - 2h \sigma_{sf,t+1} \end{aligned}$$

为使得 $\text{Var}(\Delta V_{t+1})$ 最小，求 $\text{Var}(\Delta V_{t+1})$ 关于 h 一阶导数并使导数为 0，解得 h 为：

$$h = \frac{\text{Cov}(\Delta S_{t+1}, \Delta F_{t+1})}{\text{Var}(\Delta F_{t+1})}$$

在 OLS 模型中，此时 $h = \beta$ 。

简单 OLS 模型计算简单方便，使用广泛，但它的使用需要满足残差序列相互独立的前提条件，而现实金融序列往往具有自相关性，甚至异方差和厚尾现象，因此计量效果可能会打折扣。

1.4.6 双变量向量回归模型 B-VAR

B-VAR 模型计算最优套保比率时可克服 OLS 模型遇到的残差序列相关性问题，根据现货与期货价格关系可得到如下 B-VAR 模型：

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= C_s + \sum_{i=1}^p \alpha_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st} \\ \Delta F_t &= C_f + \sum_{i=1}^p \alpha_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft} \end{aligned}$$

其中 ΔS , ΔF 分别表示现货、期货的当期与前一期的价差, C_s , C_f 为常数项, α_{si} , α_{fi} , β_{si} , β_{fi} 为回归系数, ε_{st} , ε_{ft} 为服从独立分布的随机误差项, P 为最优滞后期, 则最优套期保值比率为:

$$h = \frac{\text{Cov}(\Delta S_t, \Delta F_t | \Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1})}{\text{Var}(\Delta F_{t-1} | \Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1})} = \frac{\text{Cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})}{\text{Var}(\varepsilon_{ft})}$$

1.4.7 误差修正模型 ECM

B-VAR 模型没有考虑两个序列之间的协整关系对套保比率的影响。若现货与期货之间具有一种长期均衡关系, 当它们偏离均衡关系时市场会作出相应调整。Ghosh(1993)在 Granger 和 Engle 研究基础上, 提出了基于协整关系的误差修正模型 ECM (Error Correction Model):

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= \alpha_s + \sum_{i=1}^m \beta_{st} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{si} \Delta F_{t-i} + \varphi_s Z_{t-i} + \varepsilon_{st} \\ \Delta F_t &= \alpha_f + \sum_{i=1}^m \beta_{ft} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{fi} \Delta F_{t-i} + \varphi_f Z_{t-i} + \varepsilon_{ft} \end{aligned}$$

其中, α_s , α_f 为常数项, β_{st} , β_{ft} , γ_{si} , γ_{fi} 均为回归系数, φ_s , φ_f 为误差修正系数, ε_{st} , ε_{ft} 为随机误差项; Z_{t-i} 为误差修正项, 是 S_{t-i} 与 F_{t-i} 进行 OLS 之后得到的随机误差项。之后

Chou, Frank & Lee(1996)将上述模型简化为:

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j \Delta F_{t-j} + \lambda Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

此时, Z_{t-1} 为误差修正项, λ 为误差修正系数, 衡量市场对长期均衡关系的偏离会以多快的速度做出反应, 回归系数 β 就是研究所需的最佳套保比率。

1.4.8 GARCH 及 BEKK-GARCH 模型

上面所述模型都是静态的统计模型，假定方差为常数，没有考虑方差的时变性。Lien(1996)

考虑了金融时间序列的动态波动特征，提出计算最佳套保比率的 GARCH 模型：

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= \alpha + \beta \Delta F_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \lambda + \theta \varepsilon_{t-1}^2 + \delta \sigma_{t-1}^2\end{aligned}$$

其中， Ω_{t-1} 表示 t-1 期之前所有信息的集合， σ_t^2 为残差项平方， β 即最优套期保值比率。

因此，ECM 模型与 GARCH 模型的结合可以表示为：

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \varphi Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

上式的回归系数 β 即最优套期保值比率。

在研究市场波动性传递过程中，BEKK 模型的应用较为广泛，BEKK-GARCH (p, q) 模型如下：

$$\begin{aligned}r_i &= \mu + \varepsilon_t, \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \\ H_t &= C_0 C_0^T + \sum_{i=1}^p A_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}^T A_i^T + \sum_{j=1}^q B_j H_{t-j} B_j^T\end{aligned}$$

其中， $r_i = (r_{st}, r_{ft})$ 是由现货收益率与期货收益率组成的向量，C 为 2x2 的下三角矩阵，A 和

G 为 2x2 的参数矩阵。对于两变量的 BEKK (1,1) 来说，可表示为：

$$\begin{aligned}\begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}\end{aligned}$$

上式为完全 BEKK 模型，当 $A = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{pmatrix}$ ， $B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{pmatrix}$ 时，为对角 BEKK 模型；当 $A = \begin{pmatrix} a & a \\ a & a \end{pmatrix}$ ， $B = \begin{pmatrix} b & b \\ b & b \end{pmatrix}$

时为标量 BEKK 模型。

为了更清晰看出市场间溢出效应，可以将上面矩阵方程改写成方程组：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + (a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2) \\ + (b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{12}h_{12,t-1} + b_{12}^2 h_{22,t-1})$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + (a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{22}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2) \\ + (b_{22}^2 h_{22,t-1} + 2b_{22}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{11,t-1})$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{21} + (a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{21} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{11}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2) \\ + (b_{11}b_{21}h_{11,t-1} + (b_{11}b_{21} + b_{11}b_{22})h_{12,t-1} + b_{12}b_{22}h_{22,t-1})$$

上式 $h_{11,t}$ 和 $h_{22,t}$ 分别是两个市场的条件方差方程，式中第一个括号内为 ARCH 项，即前一期条件方差 h_{t-1} 对当前条件方差 h_t 的影响，表示波动的集聚性或前期扰动对当期变量的冲击程度；第二个括号内为 GARCH 项，表示波动溢出的持续性。若用 1 表示期货市场，2 表示现货市场，则期货对于现货的波动传递效应表现在系数 a_{12} 和 b_{12} 上，现货对期货的波动传递表现在系数 a_{21} 和 b_{21} ，零假设是 $a_{12} = b_{12} = 0$ ， $a_{21} = b_{21} = 0$ 。

2 加密货币期货与现货间领先滞后关系的研究

2.1 关于期货与现货价格相互关系的研究概况

关于期货价格与现货价格关系主要有两个研究方向：第一种是研究期货价格与到期现货价格关系，这个观点源于远期利率市场，将期货价格看作对未来现货价格的无偏估计，主要在早期研究中采用；第二种研究当期期货价格与现货价格的关系，考察两者领先滞后关系从而分析市场定价效率和市场有效性，这是基于期货价格发现功能之上，期货的低成本、高杠杆、多空双向的便利性等特点使得在价格发现上具备优势。

国内外的研究发现，期货与现货的相互关系不是一成不变的，期货领先现货、现货领先期货、

双向引导等都有可能发生，总体上是个动态演变过程，即在上市初期由于投资者较少、市场噪音较大，价格功能发现发挥有限，而随着投资群体扩大、市场规模扩大，期货的价格发现功能得以稳定发挥。Kawaller 等（1987）研究发现 SP500 股指现货领先于现货指数，其归因于现货交易成本和较低交易频率，但 Stoll 和 Whaley(1990)通过调整不频繁交易后，仍然得到同样的结论。Booth 等（1999）实证研究德国市场与 DAX 指数关联的现货、股指期货和指数期权，发现德国 DAX 股指期货价格发现功能尤其其他两者。Floros（2009）通过南非股市期货市场研究发现，股指期货与现货具有协整关系，两者具有双向价格引导关系。Yang 等（2012）对我国沪深 300 股指期货上市后到 2010 年 7 月 30 日的 5 分钟数据研究发现，现货指数在价格发现中处于主导地位，这归因于股市期货上市初期设置门槛太高，知情交易者难以参与市场等原因。

2.2 期现价格的传导机制及一般关系

一般认为，期货与现货价格的传导机制主要包括交割机制、套利机制、信息传导机制和投资工具替代性。交割机制使得不同投资者由于对于未来价格预期的不同而产生一定的定价偏差，套利机会的产生激励套利者参与定价纠偏，信息传导机制是当受到信息冲击时，期货由于便利的套利机制、卖空机制、保证金交易、T+0 交易等优势从而提升投资者决策效率。

理论上而言，期货与现货具有长期均衡关系，在有效市场中，新信息能够同时被现货和期货两个市场所吸收，现实中由于交易成本、卖空限制等因素产生的短期市场摩擦也会因套利机制等方式得以消化，期货与现货价格将会维持在一种长期均衡状态。价格发现是期货市场的基本功

能，因而一般认为期货价格发现功能表现为领先滞后关系，即期货价格领先现货价格，短期内出现的信息冲击或其他摩擦可能会影响这一效果。

2.3 期现价格领先-滞后关系的实证研究

2.3.1 描述性统计分析

从价格走势图看，现货和期货市场的价格走势基本一致，BTC 永续期货与现货价格更为接近。从统计数据上看，期货价格的标准差大于现货，表明期货波动更加剧烈；峰度接近临界值 3，偏度仅在 0.5 左右，表明加密货币价格序列近似正态分布，同时 JB 检验均不拒绝分布正态性的原假设，因此可以判断加密货币价格序列与传统金融中的“尖峰厚尾”的特征不同，其分布可以认为具有正态性，因此对于下文研究对数据的处理可直接以价格数据分析。



来源: Coingecko, Gate.io 研究院整理

	均值	标准差	峰度	偏度	JB (Jarque-Bera) 正态性检验	正态性
BTC 现货	48465.11	4138.63	2.9512	0.5376	2.9448 (0.2294)	正态
BTC 永续期货	48181.61	4148.53	2.9300	0.5109	2.6657 (0.2637)	正态
BTC 交割期货	49492.20	4353.73	2.8104	0.3906	1.6423 (0.4399)	正态

来源: Gate.io 研究院整理

2.3.2 序列平稳性检验

ADF 单位根检验结果显示, BTC 现货、BTC 永续期货和 BTC 交割期货原序列都不是平稳序列, 但其一阶差分是平稳序列, 因此, BTC 现货与期货的价格序列是一阶单整的。

变量		不同显著水平的临界值			t 统计量	P value	平稳性
		1%	5%	10%			
原序列	BTC 现货	-3.5441	-2.9109	-2.5931	-0.9020	0.7811	非平稳
	BTC 永续期货	-3.5441	-2.9109	-2.5931	-0.8702	0.7910	非平稳
	BTC 交割期货	-3.5441	-2.9109	-2.5931	-0.9494	0.7655	非平稳
一阶差分	BTC 现货	-3.5461	-2.9117	-2.5936	-7.1486	0.0000	平稳
	BTC 永续期货	-3.5461	-2.9117	-2.5936	-6.9594	0.0000	平稳
	BTC 交割期货	-3.5461	-2.9117	-2.5936	-7.1231	0.0000	平稳

来源: Gate.io 研究院整理

2.3.3 Johansen 协整检验

通过 ADF 检验可知研究样本的三个序列都是一阶单整的时间序列, 可以进行协整分析。首先是确定滞后阶数, 对于 BTC 永续期货, 在 Eviews 中通过 2~10 个滞后阶数的定阶结果, 最终

选择滞后 1 阶,下面仅以 4 阶的结果进行代表展示:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-856.1339	NA	4.39e+10*	30.1801*	30.3235*	30.2359*
2	-854.4707	3.0929	4.76e+10	30.2621	30.5489	30.3736
3	-850.9891	6.2302	4.86e+10	30.2803	30.7104	30.4475
4	-846.3647	7.9507	4.76e+10	30.2584	30.8319	30.4813

注: “*” 表示在该准则下所有阶数中的值最小。

来源: Gate.io 研究院整理

对于 BTC 当季交割期货,进行 2~10 阶定阶结果显示一致,以 AIC 最小原则为定阶基准,3 阶模型的效果最好,同样以 4 阶结果进行展示:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-887.8188	NA	1.33e+11	31.2919	31.4353*	31.3476*
2	-884.2446	6.6468	1.35e+11	31.3068	31.5936	31.4183
3	-879.5865	8.3354	1.32e+11*	31.2837*	31.7139	31.4509
4	-878.5441	1.7922	1.47e+11	31.3875	31.9610	31.6104

来源: Gate.io 研究院整理

接下来进行 Johansen 协整检验。从迹统计量 λ_{trace} 和最大特征值统计量 λ_{max} 的检验结果可知,在 5%置信水平下, BTC 现货与 BTC 永续期货(含 Intercept 的 ECM)、BTC 现货与 BTC 交割期货(含 Intercept 和 Trend 的 ECM)都具有协整关系,也就是说即使短期具有偏离现象,但从长期来看,现货与期货之间具有稳定的均衡关系。

H_0 (BTC 永续,no trend)	特征值	λ_{trace}	λ_{max}
r=0	0.5274	45.7255(0.0000*)	44.9650 (0.0000*)
r=1	0.0126	0.7605 (0.3832)	0.7605 (0.3832)

H_0 (BTC 交割,with trend)	特征值	λ_{trace}	λ_{max}
r=0	0.3509	28.5595 (0.0226*)	25.9323 (0.0048*)
r=1	0.0428	2.6272 (0.9176)	2.6272 (0.9176)

注：“*”表示在 5%的置信水平下显著；括号内为相伴概率。

来源: Gate.io 研究院整理

2.3.4 Granger 因果检验

格兰杰因果检验是检验期货与现货领先滞后关系的一种有效方法,其应用前提是待检验的序列是平稳序列。检验结果显示,无论是永续期货还是交割期货,BTC 现货与 BTC 期货都不具有统计意义上的 Granger 因果关系,即现货与期货市场间并不具有显著的单向或双向预测解释能力。但这不代表现实经济中两者的真实引导关系,两市场间具体关系可以通过建模进一步确认。

	零假设	样本量	F-statistic	P value	Granger 因果关系
Lags:1	Δ BTC 永续 does not Granger Cause Δ BTC 现货	59	1.0354	0.3133	否
	Δ BTC 现货 does not Granger Cause Δ BTC 永续		2.2231	0.1416	否
	Δ BTC 交割 does not Granger Cause Δ BTC 现货	59	0.8179	0.3697	否
	Δ BTC 现货 does not Granger Cause Δ BTC 交割		0.2803	0.5986	否
Lags:3	Δ BTC 交割 does not Granger Cause Δ BTC 现货	57	1.4419	0.2417	否
	Δ BTC 现货 does not Granger Cause Δ BTC 交割		1.2409	0.3048	否

来源: Gate.io 研究院整理

2.3.5 VECM 模型构建

对于 BTC 永续期货,VECM 模型结果如下图。结果显示,模型中各项系数的 t value 均小于 1.671 (df=60 时在 10%置信水平下的临界值),说明 BTC 现货与 BTC 永续期货并无明显的价格领先-滞后关系,两个市场在日级别上对于信息的吸收速度和价格表现上无明显差异。从有效市场理论来看,当前加密货币/BTC 的现货与永续期货市场在日级别是弱有效市场,当前价格包含了所有的历史价格信息,在日级别上使用期现间的关系难以预测后市走势。

Dependent Variable	ΔBTC		$\Delta\text{BTCPerp}$	
Independent Variable	Coefficient	t value	Coefficient	t value
ECM	-1.9484	-0.9732	-0.9007	-0.435
$\Delta\text{BTC}(-1)$	-1.8298	-0.8925	-1.6356	-0.8046
$\Delta\text{BTCPerp}(-1)$	1.9295	0.9402	1.7344	0.8523
Log likelihood	-900.8994			
AIC	30.8780			
SC	31.2301			

注: BTC 表示 BTC 现货, BTCPerp 表示 BTC 永续期货。

来源: Gate.io 研究院整理

对于 BTC 交割期货的 3 阶滞后 VECM 模型,结果显示在 10%显著性水平下, BTC 交割期货与 BTC 现货存在双向的价格领先滞后关系,其中交割期货连续滞后两阶都对现货有显著正向影响,现货连续两阶都对对交割期货有显著负向影响。另外,滞后 2 阶的价格在 5%置信水平下对另一个价格的影响更为显著。

Dependent Variable	ΔBTC		ΔBTCQ4	
Independent Variable	Coefficient	t value	Coefficient	t value
ECM	-1.1183	-0.7945	-0.4495	-0.3009
ΔBTC(-1)	-3.0705	-1.7026*	-3.2466	-1.7008*
ΔBTC(-2)	-3.3276	-2.2657**	-3.5879	-2.3079**
ΔBTCQ4(-1)	2.9184	1.7312*	3.0720	1.7217*
ΔBTCQ4(-2)	2.9595	2.1442**	3.1875	1.3295
Log likelihood	-923.9390			
AIC	32.3772			
SC	32.9101			

注：“*”表示在 10%的置信水平下显著,对于 $df=60, p(|t| > 1.671) = 0.10$; “**”表示在 5%的置信水平下显著 $p(|t| > 2.000) = 0.05$ 。

来源: Gate.io 研究院整理

2.3.6 小结

综合来看, 在日级别数据上 BTC 现货与 BTC 永续期货无显著领先-滞后关系, 而 BTC 现货与 BTC 交割期货在趋势影响下存在显著双向领先滞后关系, 其中在 10%显著性水平下双向显著, 在 5%水平下双向显著且滞后 2 阶的价格对另一价格影响更大。此外, 交割期货与现货呈现反向领先滞后关系, 即交割期货显著正向影响现货, 现货显著负向影响交割期货。

结合数据建模结果和市场实际运行情况来看, 日级别上 BTC 现货与永续期货价格的领先滞后关系不明显, 研究院认为原因有三:

一、数据匹配性问题。由于加密货币数据统计及公布渠道有限, 本研究采用的 BTC 现货数据

是 Coingecko 统计的综合各大交易所交易情况的数据，而 BTC 永续期货数据源于 Gate.io Futures，BTC 交割数据源于 Binance，因此数据口径有一定的出入；研究数据的交易频次与加密货币交易特征严重不符，可能需要小时或分钟等更加精细的数据。

二、投资结构“散户化”。加密货币投资在许多国家和地区仍然处于监管观望或严监管的“灰色状态”，知识结构更加丰富、专业技术性更强、资金规模更大的机构投资者参与率有限，同时信息不对称使得加密货币价格走向受扰动较大，信息的准确性、及时性和全面性很大程度决定了投资的质量，影响现货或期货市场价格走势。

三、交易制度灵活低门槛。永续期货不考虑执行日期，各大交易所的永续期货交易的操作流程简易、用户界面友好，投资者能快速将市场上的新信息通过投资决策反映到代币价格上，在日级别上大多数信息能够同时被期货和现货市场吸收，因而两者的价格走势基本同步。

某种程度上，交割期货与现货呈现双向且反向的领先滞后关系可同样归因于交割期货相较于永续期货交易制度不灵活，基于风险管理来参与交割期货交易的专业投资者占更大比例，散户化程度较轻，因而交割期货能正向引导现货市场；同时，现货市场在不利行情中的震荡更大，也就部分解释了现货显著负向影响交割期货的现象。

3 加密货币期货影响现货波动的研究

3.1 关于期货与现货波动溢出关系的概况

波动溢出关系研究的是一个市场受到的冲击是否会传递到另一个市场以及影响的大小。国内外研究发现，股指期货与现货市场之间存在双向的波动溢出效应。Chan 等（1991）基于双变量 GARCH 模型采用 5 分钟数据研究发现，SP500 股指期货与现货之间存在双向波动溢出效应。陈创练和黄跃（2014）用 BEKK-MGARCH-VAR 模型实证研究中、美、日和香港等市场，发现四个市场的股指期货与现货市场间存在双向均值溢出和波动溢出效应，新兴市场两者动态相关系数小，而发达经济体的较大。邢精平等（2011）研究我国股指期货市场发现期现货两个市场存在双向波动溢出效应，且期货市场的波动溢出更强。

3.2 期现货波动溢出效应的实证研究

3.2.1 ARCH 效应检验

分别将 ΔBTC 与 $\Delta\text{BTCPerp}$ 、 ΔBTC 与 ΔBTCQ4 进行 OLS 回归，并对回归后的残差序列进行异方差 ARCH 效应检验，即 Heteroskedasticity Test:ARCH，以 AIC 和 SC 最小为判断标准。结果显示统计量的概率均小于显著性水平 5%，表明两个残差序列都具有显著的 ARCH 效应，呈现异方差性特征。

	F-statistic	Prob.F	Obs*R-squared	Prob.Chi-Square
$\Delta\text{BTCPerp}$ 回归残差序列	5.6521	0.0208	5.3327	0.0210
ΔBTCQ4 回归残差序列	6.8877	0.0111	6.3608	0.0117

来源：Gate.io 研究院整理

3.2.2 BEKK-GARCH 模型搭建

下表是 BTC 现货与 BTC 永续期货搭建的 BEKK-GARCH 模型结果，A (1,1) 代表矩阵 A 第一行第一列的元素，对应系数 a_{11} ，其他含义可类推，其中下标 1 表示期货，下标 2 表示现货。

在条件方差方程中， a_{11} 和 a_{22} 在 5% 水平下显著，说明 BTC 现货与 BTC 永续期货均存在显著“ARCH 效应”，即两市场的价格都显著受到自身冲击的影响，呈现时变方差的特征，这是波动的短期效应。 b_{11} 和 b_{22} 在 5% 水平下不显著，说明各自受到上一期条件方差的影响较小，即“GARCH 效应”不明显，受到上一期条件方差影响的持久性较弱，信息传递效率较高。

本报告需要重点关注期现货市场间波动的交叉影响，结果显示， a_{12} 在 5% 水平下显著而 b_{12} 不显著，说明 BTC 永续期货对 BTC 现货的价格冲击显著，但波动传递持续性不强。类似的， a_{21} 的统计值概率显著而 b_{21} 不显著，说明 BTC 现货对 BTC 永续期货同样具有显著波动集聚影响或价格冲击，但波动持续性较弱，各自的信息效率较高。

Variable	Coefficient	T-Stat	Signif
Mean(1)	447.2330	2.2765	0.0228**
Mean(2)	450.1206	2.2898	0.0220**
C(1,1)	1495.9489	7.4771	0.0000**
C(2,1)	1486.4857	7.3661	0.0000**
C(2,2)	2.8140	0.0878	0.9301
A(1,1)	5.4417	9.4459	0.0000**
A(1,2)	4.4825	6.9645	0.0000**
A(2,1)	-5.9602	-12.4251	0.0000**
A(2,2)	-5.0191	-9.2160	0.0000**
B(1,1)	-0.6821	-0.6458	0.5184
B(1,2)	-1.1811	-1.1113	0.2664
B(2,1)	0.7126	0.6739	0.5004

2021 年 11 月

B(2,2)	1.1825	1.1191	0.2631
Shape	5.4355	2.0493	0.0404**

注：“***”表示在 5%的置信水平下显著。

来源: Gate.io 研究院整理

用上述同样的方法进行分析,在对 BTC 交割期货建立 BEKK-GARCH 模型后发现,现货和交割期货得出与上述相反的结论,即现货与交割期货自身的 ARCH 效应不显著,但 GARCH 效应显著,说明两个市场自身波动具有显著持久性,吸收信息的速度有限。 a_{21} 系数概率在 10%水平下显著,表明 BTC 现货市场对交割期货市场具有微弱的价格冲击效应,而 a_{12} 概率不显著说明交割期货对现货市场价格冲击不明显。

Variable	Coefficient	T-Stat	Signif
Mean(1)	250.3468	1.7006	0.0890*
Mean(2)	235.8473	1.5376	0.1241
C(1,1)	790.6733	1.8749	0.0608*
C(2,1)	903.2852	2.0104	0.0444*
C(2,2)	0.7936	0.0075	0.9940
A(1,1)	-1.6937	-1.3285	0.1840
A(1,2)	-1.4311	-1.0232	0.3062
A(2,1)	2.0083	1.6824	0.0925*
A(2,2)	1.7107	1.2977	0.1944
B(1,1)	0.8325	4.0502	0.0001**
B(1,2)	0.1625	1.3607	0.1736
B(2,1)	-0.0613	-0.5060	0.6129
B(2,2)	0.6255	4.6180	0.0000**
Shape	7.0095	1.9382	0.0526*

注：“***”表示在 5%的置信水平下显著,“**”表示在 10%的置信水平下显著。

来源: Gate.io 研究院整理

3.2.3 小结

通过搭建双变量 BEKK-GARCH 模型发现：

一、BTC 现货与 BTC 永续期货市场各自的 ARCH 效应显著而 GARCH 效应不显著，市场信息传递效率较高；两市场间具有显著的双向价格冲击效应，波动溢出效应不明显，但波动传递持续性影响较弱。

二、BTC 现货与 BTC 交割期货市场各自的 ARCH 效应不显著而 GARCH 效应显著，市场信息传递效率有限；现货市场对期货市场具有单向微弱的价格冲击效应，波动溢出传递效应较不明显，波动传递持续性影响不显著。

4 加密货币期货套期保值绩效的研究

4.1 关于期货套期保值绩效的概况

对于套期保值策略，国内外学者进行了大量的研究，按照发展阶段主要分为：传统套期保值策略、基差型套期保值策略和最小方差套期保值策略。传统套期保值研究基于风险最小化，认为现货与期货价格受到相同因素并成比例、同方向地变动，套期保值功能实质上是以期货市场和现货市场的基差风险取代现货市场的价格风险。这种理论将套期保值比率设定为 1，但真实市场往往会受到交易摩擦、市场信息传递效率等因素影响，套保的效果受到影响。从效用最大化角度，沃金（1962）提出基差套期保值理论，通过捕捉基差变化来获取利润，这种套保策略又称为选择性套保策略。

后来有学者提出以投资组合的方式搭建套保策略，Johnson（1960）和 Stein（1961）分析 Markowitz（1952）的均值方差框架为基础提出最小方差套保比；Ederington（1979），Figlewski（1984）进一步以资产组合收益方差最小化为套保目标，通过 OLS 方法计算最佳套保比率 h ；Engle&Granger（1987）提出基于协整理论的误差修正模型来计算 h ；Engle&Bollerslev 提出基于 GARCH 模型的动态套保策略等。尽管国内外的研究丰富，但对于计算出期货最佳套保比率的模型的选择却没有定论，有时通过复杂的模型效果还不如最简单的 OLS，因此搭建计算套保比率的模型需要不断尝试，以适应不同发展阶段、不同期货市场的特点。

对于套保绩效的考核，通常而言采用风险最小化的思想，风险最小化的数理模型是由 Ederington（1979）构建的，其方法如下：

首先由计算出最佳套保比率 h 进行套期保值所组成新金融资产组合可以用期货和现货资产来标识，其收益表达如下：

$$r_h = \Delta S_t - h * \Delta F_t$$

令：

$$\sigma_u^2 = \text{Var}(\Delta S_t), \sigma_h^2 = \text{Var}(\Delta r_h)$$

即已经估计套期保值前后价格的方差，于是套期保值绩效 HE：

$$HE = \frac{\sigma_u^2 - \sigma_h^2}{\sigma_u^2}$$

4.2 期货套期保值绩效的实证研究

4.2.1 OLS 模型

分别对 BTC 现货和 BTC 永续期货、BTC 现货和 BTC 交割期货搭建 OLS 模型如下：

$$\text{永续期货: } \Delta\text{BTC} = 0.1210 + 1.0102 * \Delta\text{BTCPerp}$$

$$\text{交割期货: } \Delta\text{BTC} = 14.3101 + 0.9410 * \Delta\text{BTCQ4}$$

由此可知在 OLS 模型中，BTC 永续期货最佳套期保值比率为 1.0102，交割期货为 0.9410。

通过计算，套保前的 $\text{Var}(\Delta S_t) = 1767.315^2$ ，套保后永续期货组合的 $\text{Var}(\Delta S_{1t}) = 164.9911^2$ ，

套保后交割期货组合的 $\text{Var}(\Delta S_{2t}) = 192.8688^2$ ，则永续期货组合的套保绩效 HE_1 和交割期货组

合套保绩效 HE_2 分别为：

$$HE_1 = \frac{\text{Var}(\Delta S_t) - \text{Var}(\Delta S_{1t})}{\text{Var}(\Delta S_t)} = \frac{1767.315^2 - 164.9911^2}{1767.315^2} = 99.1284\%$$

$$HE_2 = \frac{\text{Var}(\Delta S_t) - \text{Var}(\Delta S_{2t})}{\text{Var}(\Delta S_t)} = \frac{1767.315^2 - 192.8688^2}{1767.315^2} = 98.8090\%$$

也就是说，当投资 1 单位的 BTC 同时搭配 1.0102 个单位的 BTC 永续期货，理论上可以降低

99.1284% 的风险；同理若搭配 0.9410 个单位 BTC 交割期货，可以降低 98.8090% 的风险。

Variable	Coefficient	T-Stat	Signif
$\Delta\text{BTCPerp}$	1.0102	81.2207	0.0000
c	0.1210	0.0056	0.9955

Variable	Coefficient	T-Stat	Signif
ΔBTCQ4	0.9410	69.3688	0.0000
c	14.3101	0.5675	0.5726

来源：Gate.io 研究院整理

4.2.2 B-VAR 模型

分别对 BTC 现货和 BTC 永续期货、BTC 现货和 BTC 交割期货搭建 B-VAR 模型如下：

永续期货：

$$\Delta\text{BTC}=181.6247-2.0164*\Delta\text{BTC}_{t-1}+2.1140*\Delta\text{BTCPerp}_{t-1}$$

$$\Delta\text{BTCPerp}=182.1744-.4101*\Delta\text{BTC}_{t-1}+1.5114*\Delta\text{BTCPerp}_{t-1}$$

交割期货：

$$\Delta\text{BTC}=194.8663-1.0316*\Delta\text{BTC}_{t-1}+1.0380*\Delta\text{BTCQ4}_{t-1}$$

$$\Delta\text{BTCQ4}=191.8277-0.6809*\Delta\text{BTC}_{t-1}+0.7041*\Delta\text{BTCQ4}_{t-1}$$

Dependent	Independent	Coefficient	Standard errors	T-stat
ΔBTC	ΔBTC(-1)	-2.0164	1.3967	-1.4436
	ΔBTCPerp(-1)	2.1140	1.4171	1.4918
	c	181.6247	231.504	0.7845
ΔBTCPerp	ΔBTC(-1)	-1.4101	1.3850	-1.0181
	ΔBTCPerp(-1)	1.5114	1.4051	1.0756
	c	182.1744	229.556	0.7936

来源：Gate.io 研究院整理

Dependent	Independent	Coefficient	Standard errors	T-stat
ΔBTC	ΔBTC(-1)	-1.0316	1.2116	-0.8514
	ΔBTCQ4(-1)	1.0380	101472	0.9048
	c	194.8663	234.702	0.8302
ΔBTCQ4	ΔBTC(-1)	-0.6809	1.2836	-0.5305
	ΔBTCQ4(-1)	0.7041	1.2153	0.5793
	c	191.8277	248.636	0.7715

来源：Gate.io 研究院整理

结合建模结果和 B-VAR 模型中最佳套保比率 $h = \frac{\text{Cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})}{\text{Var}(\varepsilon_{ft})}$ 的公式，分别计算出套保后永续期货

组合的最佳套保比率 h_1 和套保后交割期货最佳套保比率 h_2 ：

$$h_1 = \frac{2938394}{2921477} = 100.58\%$$

$$h_2 = \frac{3209387}{3417125} = 93.92\%$$

由此计算出对应的套保绩效：

$$HE_1 = \frac{\text{Var}(\Delta S_t) - \text{Var}(\Delta S_{1t})}{\text{Var}(\Delta S_t)} = \frac{1767.315^2 - 165.1654^2}{1767.315^2} = 99.1266\%$$

$$HE_2 = \frac{\text{Var}(\Delta S_t) - \text{Var}(\Delta S_{2t})}{\text{Var}(\Delta S_t)} = \frac{1767.315^2 - 113.5043^2}{1767.315^2} = 99.5875\%$$

4.2.3 ECM 模型

为了更直观地呈现出 ECM 模型各个参数以及呈现更好的拟合效果，本节采用 EG 法搭建 ECM 模型（区分第二章的 Johansen 协整方法），分别对 BTC 现货和 BTC 永续期货、BTC 现货和 BTC 交割期货搭建 ECM 模型，首先进行通过 Eviews 自带的更便捷 EG 协整功能进行协整检验，检验结果显示用于 BTC 现货与 BTC 永续期货、BTC 现货与 BTC 交割期货（含趋势项）均具有协整关系。

BTC 与 BTCPerp 的 EG 协整	Value	P value	协整关系
Enger-Granger tau-statistic	-8.0570	0.0000*	协整
Enger-Granger z-statistic	-62.9046	0.0000*	协整

来源：Gate.io 研究院整理

BTC 与 BTCQ4 的 EG 协整 (with linear trend)	Value	P value	协整关系
Enger-Granger tau-statistic	-5.6325	0.0005*	协整
Enger-Granger z-statistic	-41.9850	0.0003*	协整

来源：Gate.io 研究院整理

接着，将 BTC、 BTC_{t-1} 、BTCPerp、 $BTCPerp_{t-1}$ 通过 OLS 回归得到残差 ECMPerp，再通过搭建 ΔBTC 、 $\Delta BTCPerp$ 和 $ECMPerp_{t-1}$ 搭建永续期货套保组合的 ECM 模型，同理可搭建交割期货套保组合的 ECM 模型（含趋势项），则两个 ECM 模型搭建分别如下：

$$\Delta BTC = 1.0084 * \Delta BTCPerp - 0.9982 * ECMPerp_{t-1}$$

$$\Delta BTC = 0.9428 * \Delta BTCQ4 - 0.5251 * ECMQ4_{t-1}$$

由模型结果可知，在误差修正模型 ECM 中，永续期货套保组合和交割期货套保组合的最佳套保比率分别为 1.0084 和 0.9424，对应的套保绩效分别为：

$$HE_1 = \frac{Var(\Delta S_t) - Var(\Delta S_{1t})}{Var(\Delta S_t)} = \frac{1767.315^2 - 165.0194^2}{1767.315^2} = 99.1281\%$$

$$HE_2 = \frac{Var(\Delta S_t) - Var(\Delta S_{2t})}{Var(\Delta S_t)} = \frac{1767.315^2 - 327.6342^2}{1767.315^2} = 96.5632\%$$

4.2.4 ECM-GARCH 模型

分别对 BTC 现货和 BTC 永续期货、BTC 现货和 BTC 交割期货搭建 ECM-GARCH (1,1) 模型如下：

永续期货：

$$\Delta BTC = 1.0108 * \Delta BTCPerp - 1.3315 * ECMPerp_{t-1}$$

$$GARCH = 8987.459 + 0.8012 \varepsilon_{t-1}^2 - 0.1053 GARCH_{t-1}$$

交割期货：

$$\Delta BTC = 0.9391 * \Delta BTCQ4 - 0.5000 * ECMQ4_{t-1}$$

$$GARCH = 21965.89 + 0.0804 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.1455 GARCH_{t-1}$$

方程	Independent	Coefficient	Standard errors	Z-stat
均值方程	$\Delta\text{BTCPerp}$	1.0108	0.0070	144.0284
	$\text{ECMPerp}(-1)$	-1.3315	0.1523	-8.7435
方差方程	c	8987.459	5361.807	1.6762
	$\text{Resid}(-1)^2$	0.8012	0.6660	1.2030
	$\text{GARCH}(-1)$	-0.1053	0.1427	-0.7379

来源: Gate.io 研究院整理

方程	Independent	Coefficient	Standard errors	Z-stat
均值方程	ΔBTCQ4	0.9391	0.0120	78.3003
	$\text{ECMQ4}(-1)$	-0.5000	0.1555	-3.2159
方差方程	c	21965.89	63822.12	0.3442
	$\text{Resid}(-1)^2$	0.0804	0.2172	0.3703
	$\text{GARCH}(-1)$	0.1455	2.3484	0.0620

来源: Gate.io 研究院整理

需要注意的是,从严格意义上来讲 ECM-GARCH 模型属于动态套期保值模型,最佳套期保值比率是个时刻变化的值,本章为了数据的直观对比,选择 ECM-GARCH 模型中均值方程的解释变量回归系数来近似替代,对模型效果的呈现不会造成显著影响。因此,由上述模型可知,永续期货组合的最佳套保比率和交割期货组合的最佳套保比率分别为 1.0108 和 0.9391,其对应的套保绩效分别为:

$$HE_1 = \frac{\text{Var}(\Delta S_t) - \text{Var}(\Delta S_{1t})}{\text{Var}(\Delta S_t)} = \frac{1767.315^2 - 164.9949^2}{1767.315^2} = 99.1285\%$$

$$HE_2 = \frac{\text{Var}(\Delta S_t) - \text{Var}(\Delta S_{2t})}{\text{Var}(\Delta S_t)} = \frac{1767.315^2 - 329.0611^2}{1767.315^2} = 96.5332\%$$

4.2.5 小结

本节通过搭建 OLS、B-VAR、ECM 和 ECM-GARCH 模型来刻画 BTC 现货与 BTC 永续期货、BTC 交割期货价格关系,前三个模型为静态套保模型,第四个为动态套保模型,四个模型从简单到

复杂演进：B-VAR 考虑 OLS 忽略的残差序列相关性问题，ECM 考虑 B-VAR 忽略的长期协整关系问题，ECM-GARCH 则打破了前三者方差不变的假设。通过搭建四个模型，分别得到最佳套保比率，从而计算出各自的套保绩效。

从最佳套保比率来看，BTC 永续期货的最佳套保比率均超过 100%，这与传统金融中的期货套保策略有很大不同、其次，BTC 交割期货的最佳套保比率也平均达到 94%之高。

总体上看四个模型的套保绩效均达到 96.50%以上，其中 OLS 和 B-VAR 的套保绩效效果最佳，其中 BTC 永续期货组合最适合 ECM-GARCH 模型，BTC 交割期货组合最适合 B-VAR 模型。

模型	期货序列	最佳套保比率 h	套保绩效 HE
OLS	BTC 永续期货	1.0102	99.1284%
	BTC 交割期货	0.9410	98.8090%
B-VAR	BTC 永续期货	1.0058	99.1266%
	BTC 交割期货	0.9392	99.5875%
ECM	BTC 永续期货	1.0084	99.1281%
	BTC 交割期货	0.9428	96.5632%
ECM-GARCH	BTC 永续期货	1.1018	99.1285%
	BTC 交割期货	0.9391	96.5332%

来源：Gate.io 研究院整理

以永续期货和交割期货的类型划分，BTC 永续期货的平均套保绩效为 99.1279%，BTC 交割期货的平均套保绩效为 97.8657%，可见永续期货的套保效果更胜一筹，这可能归因于永续期货更快速的价格反应能力、更灵活的交易机制、更高的资金流动性等原因。

5 总结

加密货币发展如火如荼，随着加密共识的提升、加密投资群体扩大和加密投资者结构优化，加密货币市场的金融属性与金融功能性逐渐凸显。在加密世界里，各个项目代币发挥的不仅仅是社区激励作用，也越来越多的承担资金融通凭证的功能，于是对于价值共识性更强的加密货币的交易需求也更加强烈。期货作为一种金融衍生工具，一方面通过其低门槛、低成本、交易灵活等优势与现货市场相辅相成、互相促进，另一方面其本身具备的金融风险管理功能同样强大。随着加密货币成为更多投资者的投资标的，专业度和风险管理能力的要求也将被拉升到新的高度，因而清晰地认识期货的独特功能、巧妙运用期货的套期保值功能来搭建投资组合将会助推加密金融生态健康运转。

本报告借鉴传统金融中关于期货的研究框架，通过分析期货与现货市场的领先-滞后关系、期货市场与现货市场的波动溢出效应以及加密期货的套期保值绩效的衡量，综合来认识加密期货功能的实现是否类似传统金融，又或是具有自身特点，并通过分析来提供投资者关于期货的投资参考。通过搭建模型发现，加密期货在许多研究角度上与传统金融的研究结论有很大差异。以 BTC 为代表的加密货币现货与两类期货市场呈现的领先-滞后关系显著性有异，误差修正项也不具备显著调节作用。BTC 现货与 BTC 永续期货市场各自的 ARCH 效应显著而 GARCH 效应不显著，两市场间具有显著的双向价格冲击效应，而波动溢出效应显著但持续性不强；BTC 现货与 BTC 交割期货市场各自的 ARCH 效应不显著而 GARCH 效应显著，现货市场对期货市场具有单向微弱的价格冲击效应，波动传递持续性影响较弱。而在计算套期保值比率与套保绩效时，可以发现有些时候的期货套保规模需要比现货大，而且建模后的套保绩效均达到 96.50% 以上。

本文的研究过程和研究结论均建立在客观数据并搭建模型基础上，由于研究方法依赖于统计假设和统计模型本身，因而所得到的结论可能未必完全符合客观事实，研究中所采用的数据的合适性与匹配性也是值得思考的问题。即便如此，研究之后仍然可以发现一些有价值的信息，如永续期货由于更加灵活便捷的交易特点，利用其进行套期保值的效果可能优于流动性相对较低的交割期货，也需注意现货市场对交割期货市场具有价格波动效应，而反之并没有。

6 参考资料

- [1] 邵振文. 股指期货波动特征及其成因的国际比较研究[D]. 吉林大学.
- [2] 张阁. 中国股指期货对现货市场的影响研究[D]. 东北财经大学. 2010.
- [3] 刘东君, 李源. 股指期货最优套期保值比率的测算与绩效评价——基于沪深 300 股指期货的实证研究[J]. 中国内部审计, 2012(5):79-85.
- [4] 吴巍巍. 沪深 300 股指期货运行特征与效率研究[D]. 浙江大学, 2011.
- [5] 朱瑞阳. 基于 ECM 模型的沪深 300ETF 最优套期保值比率研究[J]. 福建质量管理, 2017(13).
- [6] 程志富. 市场完备性, 投资者行为与期权定价研究[D]. 武汉大学, 2017.
- [7] 丁俨. 数字加密货币期货套期保值绩效研究[D]. 江西财经大学, 2019.
- [8] 段海磊. 我国股指期货市场期现关系实证研究[D]. 武汉大学, 2016.
- [9] 罗泊. 中国股指期货与股票现货信息传递效应的数量研究[D]. 西南财经大学, 2013.
- [10] 邵永同, & 王常柏. 中国玉米期货市场套期保值绩效实证研究. 华北金融, 000(005), 14-17, 2012.
- [11] 邢精平. 股指期货-方案设计与运作分析[M]. 中国财政经济出版社, 2007.
- [12] Booth.G, Tse,Y, 1999: Price Discovery in The German Equity Index Derivatives Markets[J]. The Journal of Futures Markets,19, 619-643.
- [13] Chan.K., Chan K.C., and Karolyi A.G., 1991: Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets[J], Review of Financial Studies, 4, 657-684.
- [14] Engle, R.F., Granger, C.W.J.,1987: Co-integration and Error Correction-Representation, Estimation and Testing[J]. Econometrica, 1987, 2, 251-276.

声明

因出具该研究报告，特做出如下声明：

- 本研究报告是内部成员通过尽职调查和客观分析得出的结论，旨在对区块链行业进行调研分析，并不能完全以此来预测相关项目代币的价格影响。
- 本研究报告非衡量研究对象本身价值、以及其相关项目发行代币价值的工具，不构成投资者做出最终投资决策的全部依据。
- 本研究报告引用的项目资料来自内部认为可靠、准确的渠道，因为存在人为或机械错误，信息均以获取时态为准、内部成员对研究报告中所依据的相关资料的真实性、准确度、完整性以及及时性进行了必要的核查和验证，但对其不做任何明示或暗示的陈述或担保。