

棉花期货交割月基差非收敛现象成因分析

——基于ECM模型与主成分分析法的实证研究

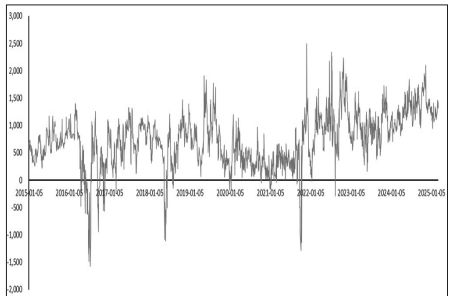
作为连接期现市场的关键纽带,基差收敛本是期货价格发现功能的核心体现,但期货市场也存在交割月基差非收敛现象。本文融合ECM误差修正模型与主成分分析法,通过协整检验揭示基差长期均衡关系,运用动态因子分解提取市场机制、政策以及交割等主成分驱动力,旨在构建多维度的基差形成机制解析框架,为完善期货定价效率提供理论支撑。



■ 姚禹

研究背景

基差连接期货市场与现货市场,深刻反映期现市场之间的价格关系以及市场供需状况。为了准确评估交割月内基差的波动情况,本文选取郑棉连续合约收盘价格作为期货参考价格,并将CC Index 3128B现货指数价格作为现货参考价格。通过将二者进行对比,可以更有效地监测棉花基差的动态变化。

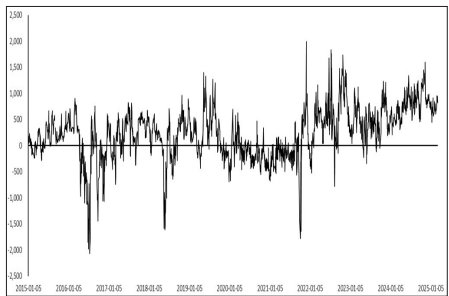


图为棉花期货连续合约基差走势

从上图可以看出,在进入交割月直至期货合约最后一个交易日,特定时段内,棉花基差并未显著收敛至零,如2021年11月、2022年3月和5月,基差反而呈现扩散趋势。这一现象引发了笔者对基差变化的深入思考。

基差波动的复杂性不仅是市场供需变化的结果,它还受多种外部因素的影响。其中,交易和交割成本对基差的影响尤为重要。交割成本包含多种费用,如仓储费、运输费以及其他相关的交易费用,参考郑商所公布的棉花交割费用信息,剔除疆棉运输费用补贴后,可以估算出棉花交割成本为500元/吨。在原始基差基础上剔除交割成本,形成新的基差。

对棉花期货连续合约的基差进行修正,发现其与零轴的交集显著增加,这一现象表明交割成本是影响交割月基差出现非收敛现象的重要原因。然而,即便剔除交割成本,基差在进入交割月后直至最后一个交易日也未能收敛至零,这一现象表明基差的非收敛现象并非由交割成本单一因素造成的。



图为经修正的棉花期货连续合约基差走势

理论上,棉花基差在交割月的非收敛现象是多重因素共同作用的结果,涉及供需基本面、市场机制、成本变化、政策措施,以及参与者行为等。

在棉花期货市场,短期供需失衡是基差波动加剧的关键因素。供应端的变化会致使现货市场流动性波动,进而影响现货价格的稳定性。极端天气是造成供应波动的主要因素,以干旱为例,它不仅直接影响棉花的生长环境,还可能损害棉花产量,从而促使市场重新评估未来的供应形势。需求端同样受到诸多因素的制约。例如,纺织行业订单的变动以及替代纤维价格的起伏,都可能改变现货采购节奏,引发需求波动。当现货需求减弱,而预期供应相对稳定甚至增加时,期货价格会受到抑制,基差可能进一步扩大;反之,若供应大幅减少,而需求预期不变,基差则有收窄的可能。这种复杂的互动关系充分表明,供需变动直接影响基差。此外,在高库存环境下,持有成本攀升,特别是仓储费用和资金成本增加,将抑制期货价格的上涨和稳定。不

过,一旦现货市场出现结构性紧缺,尤其是高等级棉的需求超过供应时,基差将会反向走强。

市场机制与成本变化同样影响棉花基差走势。其中,套利机制失效被视为基差未能收敛的关键原因之一。一方面,交割壁垒的存在提高了套利成本。另一方面,资金成本上升对套利者持有现货头寸的意愿产生了抑制作用。另外,期货市场持仓成本呈现明显的非线性特征。这是因为,仓储费用、保险费用以及资金占用会随时间推移不断累积。这种非线性特征可能会扭曲基差的正常走势,破坏期货价格与现货价格之间的稳定关系。

政府通过实施一系列政策措施对市场进行干预,能够显著影响基差水平及变化态势。当政府开展储备棉调控工作时,相关举措会对基差产生不同影响。增加储备棉投放,会加大现货市场供应,从而抑制基差,而收储行动会迅速推高现货价格,进而拉大基差。此外,目标价格补贴政策的设定以及进口配额的调整,会深刻影响市场的种植预期和内外价差的传导机制。一旦政策出现变动,未来供需预期也会随之改变,往往会导致基差快速波动。与此同时,国际贸易环境对棉花价格的形成也有关键作用。关税壁垒会提升进口成本,进而导致国内外基差明显分化。汇率的波动会增加进口成本的不确定性,间接影响国内棉花市场的基差表现。这些国际因素不仅直接作用于棉花现货价格,还会通过影响市场预期,进一步影响期货价格,从而加大基差波动幅度。

参与者行为从投机和套保两方面考虑。投机资金对期货价格影响较大,产业套保一般依据现货价格定价。在二者的博弈过程中,参与者预期的差异往往会导致基差出现偏离。具体而言,投机者试图利用价格波动来实现利润最大化,产业客户则借助基差交易锁定收益。这种博弈关系致使基差在交割月难以收敛。此外,信息不对称也是基差变化的重要因素。市场对供需数据的解读存在分歧,部分数据源之间相互矛盾,这可能造成市场情绪分化。在不同的信息环境下,参与者对未来价格走势的预期会出现明显差异,进而加剧基差非收敛现象。

实证检验

样本选取2015年1月至2025年3月共计2432个有效数据。S表示第t交易日CC Index 3128B现货指数价格,F表示第t交易日棉花期货连续合约收盘价格,基差(Basis)=S-F。库存消费比(KCR)定义为年度期末库存与消费量的比值,数据来自BCO中国棉花产销存量表。假设套利成本包含交割费用、资金成本、交割升贴水3项,即Cost=交割费用+资金成本+交割升贴水。其中,交割费用采用前文笔者的估算值500元/吨,资金成本以Shibor 3M为融资利率计算持有现货至合约最后交易日的资金占用,资金成本= $S_t \times \frac{\text{Shibor } 3M}{360} \times T$,T为期货合约剩余天数。假设市场参与者均积极进行交割,则最终交割品为升水300元/吨。至于政策措施影响,若在样本期内出现抛储或收储情况,则Policy=1,否则为0。为避免伪回归,先对变量进行单位根检验。

变量	ADF统计量	5%临界值	结论
Basis	-2.87	-2.89	非平稳
ΔBasis	-5.34	-2.89	平稳
Cost	-1.95	-3.43	非平稳
ΔCost	-6.12	-2.89	平稳
KCR	-3.78	-2.89	平稳

表为样本数据ADF检验结果

结果显示,Basis与Cost为一阶单整序列,KCR为平稳序列,满足Johansen协整检

验前提。依据AIC准则,选择滞后阶数P=2,进行协整检验。

原假设	迹统计量	5%临界值	P值
r=0	45.23	29.68	0.000
r≤1	15.67	15.41	0.062
r≤2	3.21	3.76	0.083

表为Johansen协整检验结果

结果显示,存在1个协整关系。标准化协整方程为:

$$\text{Basis}_t = 1.85\text{Cost}_t + 12.4\text{KCR}_t + 120.3$$

协整方程显示,套利成本每增加1元/吨,基差扩大1.85元/吨,表明套利成本上升显著抑制期现价格收敛。库存消费比每提高1%,基差扩大12.4元/吨,表明高库存环境下期货市场远期供应宽松的预期增强,进而压制期货价格。

基于协整方程,构建误差修正ECM模型:

$$\Delta \text{Basis}_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \text{Basis}_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta \text{Cost}_{t-j} + \sum_{k=0}^m \delta_k \Delta \text{Cost}_{t-k} + \lambda \text{ECM}_{t-1} + \theta \text{Policy}_t + \varepsilon_t$$

其中,ECM_{t-1}为协整方程的残差项,反映基差偏离长期均衡的程度,λ为误差修正速度。以残差ECM_{t-1}作为误差修正项,采用普通最小二乘法(OLS)估计ECM模型的结果。

变量	系数	标准误	t统计量	p值
常数项α	-0.12	0.05	-2.40	0.017
ΔCost _{t-1}	0.35	0.08	4.38	0.000
ΔKCR _{t-1}	0.18	0.10	-1.80	0.073
Policy _t	-25.7	6.34	-4.05	0.000
ECM _{t-1}	-0.41	0.09	-4.56	0.000
Adj. R ²	0.52			

表为误差修正模型估计结果

结果显示,误差修正项ECM_{t-1}系数为-0.41,表明当基差偏离长期均衡时,每月以41%的速度向均衡回调,这验证了市场自我修正机制的存在。此外,样本期内收抛储行为造成基差平均下降25.7元/吨,表明政策干预推动期现价格回归。该模型解释能力为0.52,说明模型仍有改正空间。

2021年9月,新疆轧花厂因阶段性产能过剩争抢棉资源,推升现货价格至23000元/吨,而期货市场受套保盘影响,主力合约价格滞后于现货,基差扩大至2150元/吨,交割月未见收敛。基于本文所构建的ECM模型,假设其间无储备行为,即Policy=0,且套利成本降至理论阈值,则依靠模型预测的基差为:

$$\text{Basis} = 1.85 \times 500 + 12.4 \times 61.08\% + 120.3 = 1053(\text{元/吨})$$

该数值较实际基差低51.02%,交割与政策措施对基差非收敛的贡献较大。在交割过程中,买方因无法预先确定交割棉花的实际升贴水,实物交割意愿下降,从而削弱期现价格收敛动力。为量化这一问题,需在现有ECM模型中引入买方升贴水不确定性变量,并检验其对基差非收敛的边际贡献。定义新变量买方升贴水不确定性(Uncert Buyer),并用交割仓库历史质量检验结果的离散度对其进行衡量:

$$\text{UncertBuyer}_t = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\text{Prem}_{it} - \text{Prem}_t)^2}$$

其中,Prem_t为第t月第i批交割棉花的实际升贴水,Prem_t为当月交割升贴水平均值。

另外,定义买卖双方升贴水不对称性(AsymPrem),该指标反映交易所对卖方升贴水规定与买方实际获得升贴水的差异:

$$\text{AsymPrem}_t = |\text{PremSeller}_t - \text{PremBuyer}_t|$$

PremSeller_t为交易所公布的卖方交割升贴水,PremBuyer_t为买方实际接收升贴水的平均值。在基础ECM模型中引入两组新的买方不确定性变量,修正后的ECM模型表达式为:

$$\Delta \text{Basis}_t = \alpha + \beta_1 \Delta \text{Cost}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{KCR}_{t-1} + \beta_3 \text{Policy}_t + \beta_4 \text{UncertBuyer}_t + \beta_5 \text{AsymPrem}_t + \gamma \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t$$

若β₄>0,表明买方升贴水不确定性增加将扩大基差;β₅>0,表明买卖双方升贴水不

对称性加剧抑制交割意愿,阻碍基差收敛。

变量	系数	标准误	t值	p值
常数项α	-0.10	0.04	-2.50	0.015
ΔCost _{t-1}	0.31	0.06	5.17	0.000
ΔKCR _{t-1}	0.14	0.08	-1.75	0.085
Policy _t	-22.6	5.32	-4.25	0.000
UncertBuyer _t	0.38	0.12	3.17	0.002
AsymPrem _t	0.27	0.11	2.45	0.017
ECM _{t-1}	-0.36	0.07	-5.14	0.000
Adj. R ²	0.65			

表为修正后的ECM模型估计结果

结果显示,买方不确定性(UncertBuyer)每增加1个标准差,基差扩大0.38个标准差;买卖双方升贴水不对称性(AsymPrem)每增加1个标准差,基差扩大0.27个标准差。从最终模型解释力度来看,修正后的ECM模型解释力度由原先的0.52提升至0.65,证明新增变量贡献了13%的解释度。

为进一步衡量棉花基差非收敛现象影响因素的贡献率,本文利用主成分分析法识别棉花基差非收敛的潜在结构因素,解决多重共线性问题。引入新变量市场情绪指标,用期货持仓量进行衡量(OI),对原始数据做Z-score标准化处理,消除量纲影响后,计算标准化变量的相关系数矩阵,识别变量间的相关性。其中,Policy为二元变量(0/1),直接参与PCA分析。

	Basis	Cost	ΔPrem	Policy	KCR	OI	UncertBuyer	AsymPrem
Basis	1.00	0.62	0.48	-0.34	-0.56	0.29	0.53	0.41
Cost	0.62	1.00	0.31	-0.25	-0.43	0.18	0.37	0.28
ΔPrem	0.48	0.31	1.00	0.12	-0.17	0.05	0.68	0.59
Policy	-0.34	-0.25	0.12	1.00	0.31	-0.22	-0.18	-0.25
KCR	0.56	-0.43	-0.17	0.31	1.00	-0.15	-0.32	-0.29
OI	0.29	0.18	0.05	-0.22	-0.15	1.00	0.12	0.09
UncertBuyer	0.53	0.37	0.68	-0.18	-0.32	0.12	1.00	0.82
AsymPrem	0.41	0.28	0.59	-0.25	-0.29	0.09	0.82	1.00

表为标准化变量的相关系数矩阵

结果显示,UncertBuyer与ΔPrem、AsymPrem呈现高度正相关,其相关系数分别达到0.68、0.82。AsymPrem与Policy呈现负相关关系,相关系数为-0.25,表明政策调整在一定程度上能够降低交割的不对称性。对上述矩阵进行特征值分解后得到特征值序列,并计算其方差贡献率。

主成分	特征值	方差贡献率	累计贡献率
PC1	3.12	39.0	39.0
PC2	1.78	22.3	61.3
PC3	1.24	15.5	76.8
PC4	0.89	11.1	87.9

表为方差贡献率与累计贡献率

依据Kaiser准则,保留特征值大于1的部分,故保留前3个主成分,累计解释力度达76.8%。计算载荷矩阵元素,经方差最大化旋转,得到相关数据。

变量	PC1	PC2	PC3
Basis	0.85	-0.22	0.15
Cost	0.81	0.18	0.10
ΔPrem	0.72	0.25	0.21
Policy	-0.58	0.76	-0.12
KCR	-0.73	0.42	-0.09
OI	0.30	-0.10	0.05
UncertBuyer	0.18	0.08	0.93
AsymPrem	0.20	-0.13	0.88

表为主成分载荷矩阵

以标准化基差Z_{Basis}为被解释变量,主成分得分解释变量,构造回归模型:

$$\text{Z}_{\text{Basis}} = \beta_1 \text{PC1} + \beta_2 \text{PC2} + \beta_3 \text{PC3} + \varepsilon$$

变量	系数	标准误	t值	p值
PC1	0.78	0.07	11.14	0.000
PC2	-0.21	0.09	-2.33	0.023
PC3	0.32	0.06	5.33	0.000

表为回归模型测算结果

结果显示,PC1每增加1单位,基差扩大0.78个标准差;PC3每增加1单位,基差扩大0.32个标准差。PC1与PC3的显著性

验证了市场机制与交割规则的核心地位。

本文将第一主成分PC1定义为市场机制因子,高载荷变量为Basis(0.85)、Cost(0.81)、ΔPrem(0.72)、OI(0.3),反映套利成本、市场情绪等对基差的影响;将第二主成分PC2定义为政策因子,高载荷变量为Policy(0.76)、KCR(0.42),反映储备棉操作与供需情况对基差的调控作用;将第三主成分PC3定义为交割规则因子,高载荷变量为UncertBuyer(0.93)、AsymPrem(0.88),反映交割时货物升贴水的不确定性对基差的影响。

最终结果显示,市场机制的方差贡献率为39%,占据首位,表明其为棉花基差在交割月出现非收敛现象的核心驱动,反映了市场摩擦对基差收敛的抑制作用。当仓储费用或融资成本上升时,套利的利润空间被压缩。若期货Contango结构下持有现货的资金成本超过基差收益,则套利动力消失,基差难以收敛。基差扩大可能引发投机资金涌入期货市场,市场情绪过热,进一步拉大期现价差,形成自我强化循环,构成正反馈效应。

政策因子体现调控对基差走势的影响。库存消费比高预示远期供应过剩,期货价格承压,基差走扩。但政策干预可能改变库存走向,如抛储增加现货供应,短期压低基差;收储会减少可流通库存,间接支撑现货价格。此外,政府目标价格补贴等影响种植户预期,改变远期供应弹性,加剧期现市场价逻辑分化。

交割因子揭示交割的不确定性对基差收敛的隐性阻碍。若买方无法预判实际交割升贴水(如质量扣减幅度),需额外要求风险补偿,导致基差中包含不确定性溢价。当卖方交割升贴水与买方实际接收值差异显著时,市场参与者会明显降低交割意愿,削弱期现联动。交割意愿下降导致可交割现货减少,进一步放大基差波动,形成“低流动性—高基差”的循环。当交割因子与市场机制因子形成共振,进一步放大非线性基差波动。

研究结论

本文通过ECM模型以及主成分分析法对棉花期货交割月基差非收敛现象及主要影响因素进行分析,发现市场机制、政策以及交割均对基差收敛形成抑制。上述因素的交互作用产生乘数效应,可能导致传统套利理论在实践中失效。

基于以上结论,笔者提出以下建议,以期降低交割月出现基差非收敛现象的概率。第一,监管机构可建立跨部门政策评估框架,在实施储备棉调控等措施时,同步评估其对期货市场定价效率的影响。通过设立政策缓冲期、发布操作预案等方式,降低政策工具与市场机制的对冲效应。第二,交易所可进一步创新交割成本计算平台,允许买方输入目标交割仓库、接货地点等信息后,系统自动生成包含运输路径优化方案、质量升贴水预估、资金占用成本的三维模拟报告,辅助交割决策。此外,还可针对产业交割客户,创新推出升贴水风险对冲工具;允许买方通过买卖升贴水衍生品锁定交割成本。第三,推动期现市场数据交换平台建设,整合农业农村部、海关总署等部门的棉花产销数据,构建覆盖种植、加工、流通全链条的标准数据库。通过提高信息透明度,弱化政策与规则变动引发的市场预期异化。上述改进措施从降低制度性交易成本、增强市场调节弹性、优化信息传递效率三个维度协同发力,可为交割月基差收敛创造更稳定的环境,增强期货市场价格发现功能,熨平非理性价格波动,进而提升期货市场服务实体经济的能力。

(作者单位:华安期货)