

期货多因子系列（三）：稳定样本下的期限结构因子

投资咨询业务资格：
证监许可【2012】669号

报告要点

本文回测了在剔除季节性影响后期限结构因子的策略效果，结果显示稳定样本下的期限结构因子在截面上的选期能力较之前有了大幅提升。

摘要：

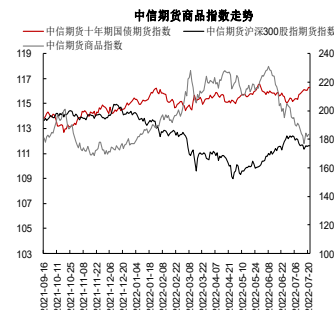
本文尝试使用 OLS 回归法来判断商品期货期限结构的稳定性以达到剔除季节性影响的目的，并在稳定样本区间中对期限结构因子进行了回测。要点如下：

1、对比前文中不稳定样本下的期限结构因子，稳定样本下该因子年化近乎增长一倍。

2、进一步对期限结构因子使用回看期因子值均值替代期时点因子值后，期限结构因子获取 alpha 收益能力有所上升，在交易成本 3%的情况下仍有 9%左右的年化收益率，夏普率也在 1 左右，表现最优参数组为回看期 5 日、调仓期 15 日，年化收益率达 12.61%，夏普率为 1.19，且在不同参数组下策略表现十分稳定。

3、本文回测时暂未考虑不同起始日建仓问题即路径依赖问题，暂未设置止损条件，也暂未排除其他因子的干扰，后期改进的方向可围绕这几个方向展开以进一步提升策略效果。

风险提示：本报告中所涉及的资产配比和模型应用仅为回溯举例，并不构成推荐建议。



金融工程研究团队

研究员：
张革
021-60812988
从业资格号：F3004355
投资咨询号：Z0010982

目 录

摘要:	1
一、 期限结构与展期收益	3
二、 稳定样本下的期限结构因子	5
(一) 样本品种及回测区间	6
(二) 期限结构稳定性检验	6
(三) 策略搭建及回测结果	8
(四) 考虑回看期与交易成本	11
三、 总结	15
参考文献	15
免责声明	16

图表目录

表格 1: 商品品种选择	6
表格 2: 稳定样本期限结构因子策略表现	10
表格 3: 不稳定样本期限结构因子策略表现	10
表格 4: 稳定样本移动平均期限结构因子年化收益率	11
表格 5: 稳定样本移动平均期限结构因子夏普率	11
表格 6: 稳定样本移动平均期限结构因子 Calmar 比率	12
表格 7: 稳定样本移动平均期限结构因子年化换手率	12
表格 8: 稳定样本移动平均期限结构因子年化收益率 (交易成本: 3%)	12
表格 9: 稳定样本移动平均期限结构因子夏普率 (交易成本: 3%)	13
表格 10: 稳定样本移动平均期限结构因子 Calmar 比率 (交易成本: 3%)	13
表格 11: 回看期 5 日, 调仓期 15 日期限结构因子历史 10 大回撤期 (交易成本: 3%)	14
图表 1: 期限结构与收益率关系	4
图表 2: 鸡蛋主力合约基差	5
图表 3: 螺纹钢主力合约基差	5
图表 4: 期限结构稳定性检验流程图	7
图表 5: 2022 年 6 月 15 日螺纹钢期限结构 ($\beta t = -0.23, t = 0.87$)	7
图表 6: 2022 年 4 月 29 日螺纹钢期限结构 ($\beta t = -1.7, t = 6.8$)	8
图表 7: 策略回测流程图	9
图表 8: 回测样本中的剔除比率	9
图表 9: 回测样本中的覆盖比率	10
图表 10: 回看期 5 日, 调仓期 15 日期限结构因子净值走势 (交易成本: 3%)	13
图表 11: 回看期 5 日, 调仓期 15 日期限结构因子年度收益率 (交易成本: 双边 3%)	14

一、 期限结构与展期收益

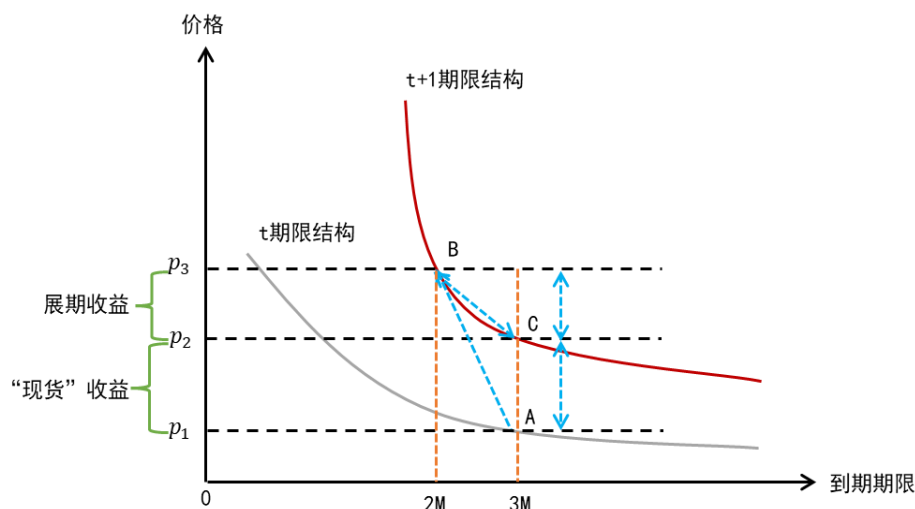
上篇报告中，我们探讨了在商品期货中具有一定代表性的风格因子，其中基于展期收益所构建的期限结构因子在整个回测区间都表现出了较强的 alpha 能力，且在不同参数组下也有着较好的稳定性。

这一现象也恰好验证了 Erb (2006) 中结论——期限结构的升贴水程度将会对截面上商品期货的超额收益产生影响，在截面上展期收益 (roll return) 高的品种往往具有更高的超额收益。

那么商品期货的升贴水受到什么因素的影响呢？其中 Working (1949) 提出的库存理论 (The theory of price of storage) 表明库存水平是影响期限结构的重要因素之一。当库存水平较高时，商品的“便利收益” (convenience yield, 可简单理解为持有商品而带来的收益) 较低，为了覆盖储存成本，期限结构表现为远期升水 (Contango)；当库存水平较低时，现货无法满足市场消费者的近期需求，商品的“便利收益” (convenience yield) 较高，从而使期限结构表现为远期贴水 (Backwardation)。同时 Keynes (1930) 基于现货溢价理论 (Normal Backwardation) 也对期货贴水结构做出了解释，他假设参与套期保值的现货生产者为期货空头，那么为了承担现货价格下行带来的风险，投机者须获得一定的风险溢价作为补偿，此时期货价格低于现货价格，市场表现为期货贴水。

从以上经典理论我们可以发现，受供求关系、持有成本以及套保需求等因素的共同影响，商品期货的期限结构往往呈现不同形态。而商品期货的超额收益主要源自于展期收益与现货收益。下图解释了在期货贴水环境下，期限结构与收益率之间的关系。假设 t 时刻主力合约价格为 p_1 位于图中 A 点，一个月后该合约价格变为 p_3 对应图中 B 点，那么与更远到期的合约 (C 点) 的价差 $p_3 - p_2$ 可视为展期收益或是“便利”收益，同时有着相同到期期限 (A 点与 C 点) 合约的价差 $p_2 - p_1$ 可近似为一个月内的现货收益。这两种收益共同构成了最终的超额收益 $p_3 - p_1$ 。

图表 1：期限结构与收益率关系



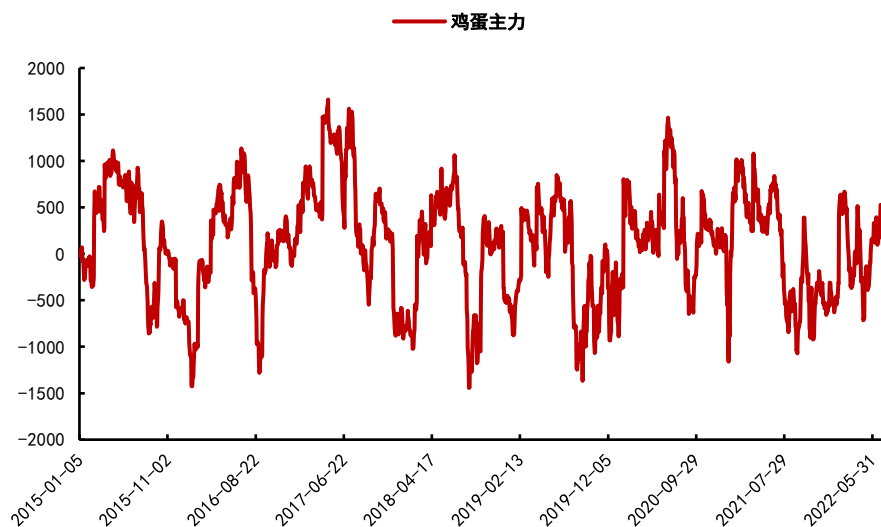
资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

尽管我们已经知道商品期货超额收益的主要来源是展期收益与现货收益，并且展期收益高的品种在截面上往往具有更高的超额收益，但是我们计算展期收益时只考虑到商品主力合约与近月合约两个合约之间的价格比率¹，并未考虑到其他合约之间的关系，因此我们并不能确认商品的期限结构已经形成了稳定的形态。

商品期货价格往往受到季节影响，尤其是农产品类期货，由于农产品春耕秋收的特性导致其天然具有季节性，往往存在收割月份前价格走高，收割月份后价格走低的现象。传统节假日也会拉高其短期内的需求。例如鸡蛋在9月左右处于一年中价格的高位，主要是受酷暑影响，蛋鸡下蛋较少，叠加中秋国庆节假日临近，对糕点类食物的需求提升导致了鸡蛋价格的攀升。我们计算鸡蛋主力合约与现货的升贴水程度后发现，鸡蛋品种在2、9月左右呈现贴水结构，5、6月左右呈现升水结构，存在一定的季节性效应。同样，黑色系品种中也存在一定的季节性效应，如螺纹钢主力合约在5月、11月左右贴水较深，2月、8月左右升水较深。那么如果此时基于主力合约与近月合约计算出的展期收益推断为贴水市场，产生做多信号，而期货价格正处于下跌行情中就会面临一定的亏损。因此剔除季节性影响成为提升期限结构类因子表现的关键。

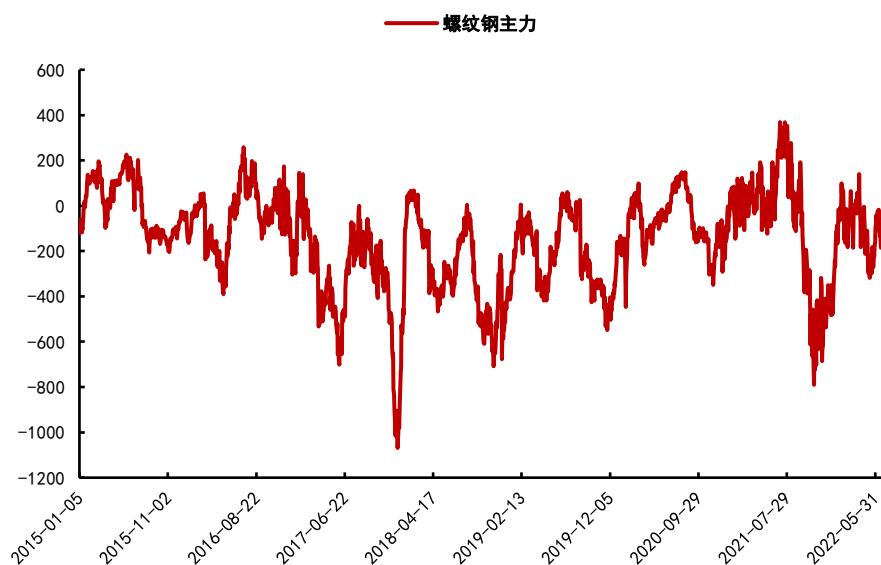
¹ 详情见专题报告期货多因子系列（二）中期限结构因子计算方式

图表 2：鸡蛋主力合约基差



资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

图表 3：螺纹钢主力合约基差



资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

二、 稳定样本下的期限结构因子

在上一节中，我们得知了季节性因素会影响商品品种期限结构的稳定性，使期限结构因子有可能产生错误信号而使投资组合面临亏损。本节我们尝试构建一个策略，在每个调仓期剔除样本中期限结构不稳定的品种以提升期限结构因子的表现。

(一) 样本品种及回测区间

样本标的维持不变，我们依然选择历史流动性较好的 40 个品种。

表格 1：商品品种选择

类别	具体品种
黑色类	螺纹钢、热轧卷板、焦炭、焦煤、铁矿石、玻璃、纯碱
有色类	沪铜、沪铝、沪锌、沪镍、沪锡、不锈钢
能源类	原油、石油沥青、低硫燃料油、LPG、燃料油
化工类	PTA、乙二醇、短纤、甲醇、聚乙烯、聚丙烯、PVC、苯乙烯、尿素
软商品类	棉花、白糖、纸浆、橡胶
农产品类	豆粕、菜粕、棕榈油、豆油、菜油、玉米、生猪、鸡蛋、豆一

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

回测区间为 2010 年 1 月 1 日至 2022 年 7 月 1 日。在数据选择与处理上，选择回测品种中的主力合约（复权后）作为标的，均包含日盘与夜盘数据。且只保留了燃料油（FU）品种最新标的下的量价数据。回测方法与前文一致，为分层回测法。在计算年化收益率时，默认将滑点、交易费用等成本设为 0；在计算夏普比率时，默认无风险收益率也为 0。在期市上，计算多空组合的收益率时，考虑将期货视为股票进行处理——即不加杠杆。

(二) 期限结构稳定性检验

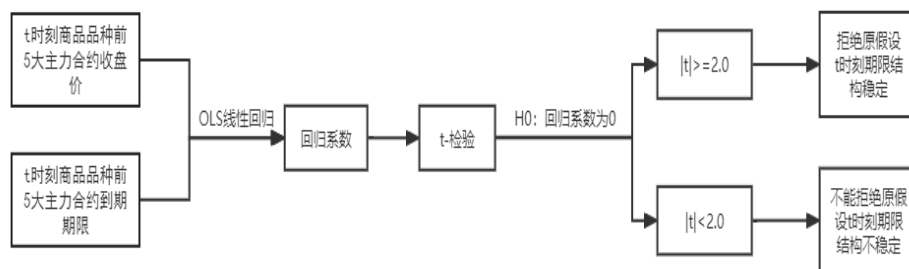
我们采取对商品品种远期曲线的斜率进行显著性判断去检验当前时点品种的稳定性。若该斜率具有明显稳定向上或向下的走势，则表明期限结构稳定。具体做法是，对于特定品种，在回测期时序上对当天交易日内流动性排名前五的合约（依据成交量与持仓量之和判断）的收盘价与到期期限进行 OLS 线性回归：

$$Close_{it} = \beta_t * (time\ to\ maturity)_i + \alpha_t + \varepsilon_t$$

$$for\ i = 1, 2, 3, 4, 5$$

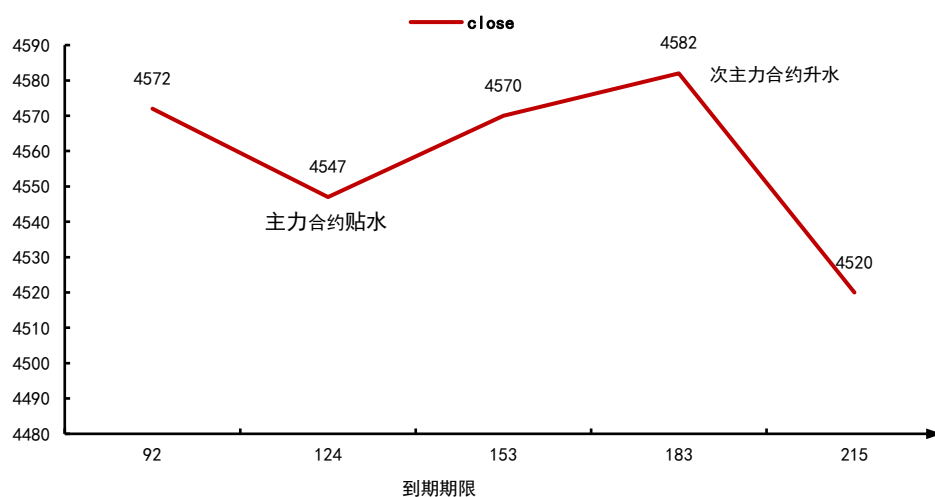
。得到回归系数 β_t 后再对其进行 t-检验，若 t-值的绝对值大于等于 2.0，那么我们可以拒绝原假设（ H_0 ：回归系数为 0），并认为当前的期限结构较为稳定，那么基于展期收益所构建的期限结构因子就有很大的可能获利；反之则认为当前期限结构不稳定，不开仓或是较好选择。图表 4 展示了期限结构稳定性检验的流程图，图表 5、6 分别展示了 2022 年 6 月 15 日与 2022 年 4 月 29 日螺纹钢的期限结构曲线，可以观察到前者的期限结构不够稳定而后者趋于稳定。

图表 4：期限结构稳定性检验流程图

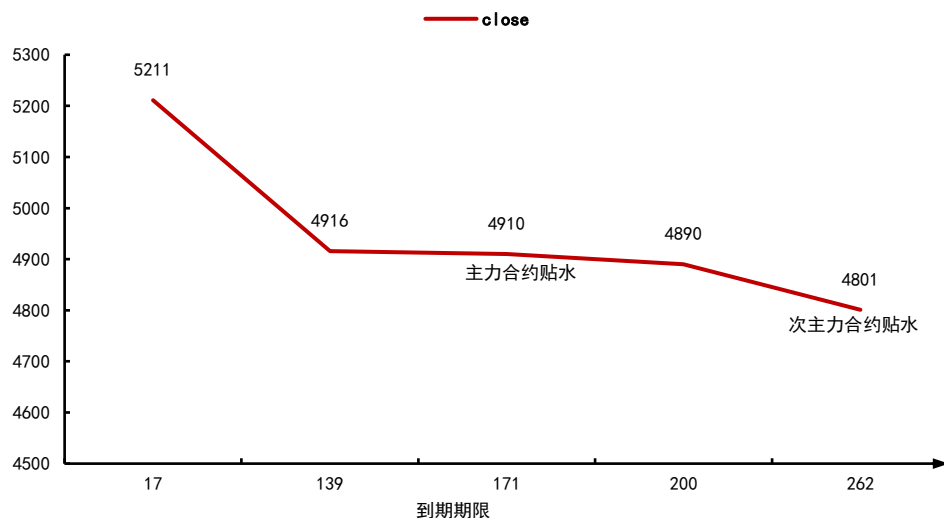


资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

图表 5：2022 年 6 月 15 日螺纹钢期限结构 ($\beta_t = -0.23, |t| = 0.87$)



资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

图表 6：2022 年 4 月 29 日螺纹钢期限结构 ($\beta_t = -1.7, |t| = 6.8$)

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

(三) 策略搭建及回测结果

我们同样基于上篇报告中计算展期收益的方式构建期限结构因子， t 时刻期限结构的展期收益为：

$$TS = [\ln(p_t^{near}) - \ln(p_t^{dom})] * (\frac{365}{t_{dom} - t_{near}})$$

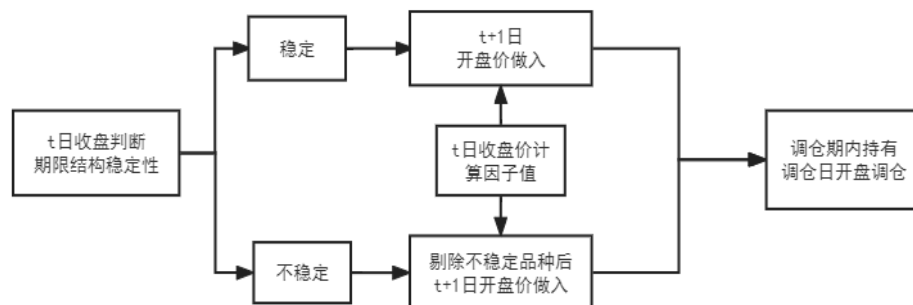
在这里我们使用 p_t^{near} —— t 时刻的近月合约价格与 p_t^{dom} —— t 时刻的主力合约价格分别代替现货价格与远月合约价格， t_{near} 与 t_{dom} 则分别是近月合约与主力合约在 t 时刻距离交割日的天数。通过做多贴水合约中前 20% 的品种，做空升水合约中后 20% 的品种，等权重构建多空组合。不同于之前的是，我们使用原始数据计算因子值，复权后数据计算收益率。主要是考虑到相同品种不同合约间复权因子会有所差别，如果用复权后数据计算期限结构因子，那么主力合约与近月合约间的价格比率会受到复权因子的影响进而影响截面上的强弱关系，最终造成信号的失真。同时若存在品种近月合约与主力合约重合情况，则

在计算因子值前，我们尝试在每个调仓日先判断所有品种期限结构的稳定性，再基于稳定性判断剔除不稳定品种，具体操作规则如下：

调仓日前一交易日：收盘时判断当日所有品种期限结构的稳定性并依据收盘价计算因子值。

调仓日：依据稳定性判断后剔除不稳定品种，并基于上一交易日计算因子值以开盘价做入相应品种。

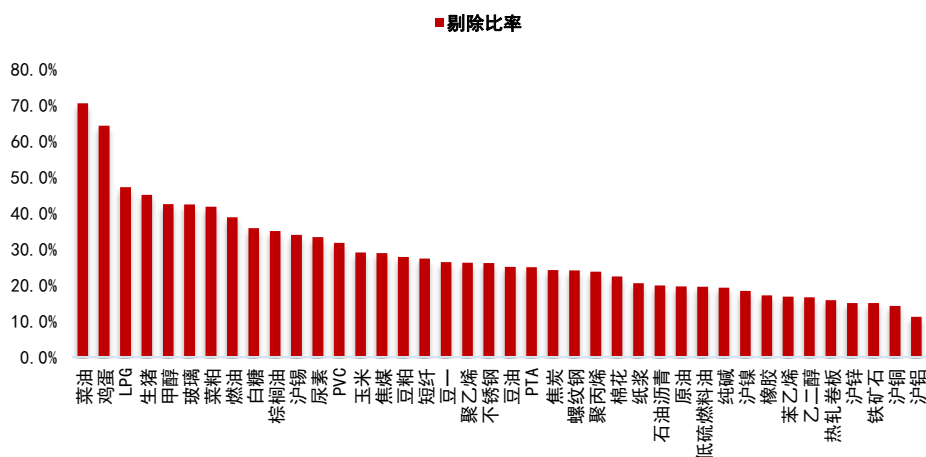
图表 7：策略回测流程图



资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

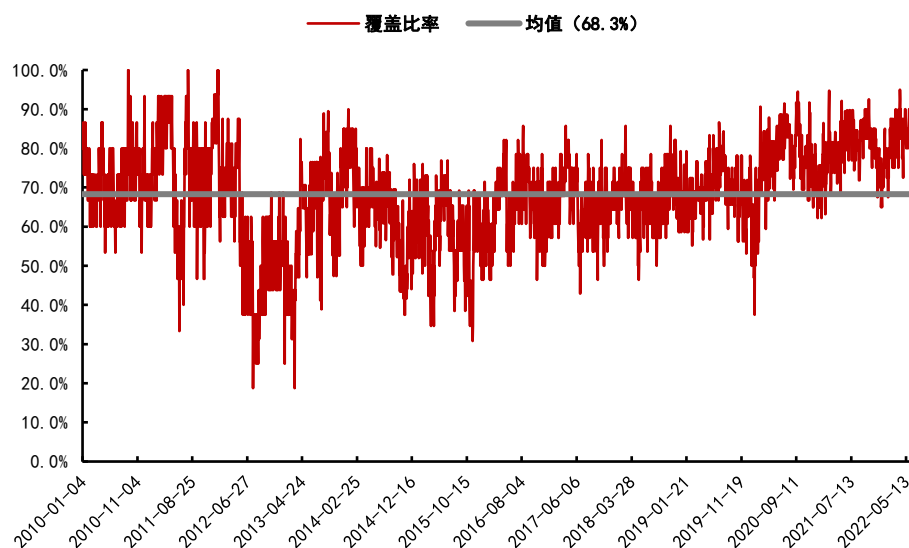
其中各个品种在整个回测区间剔除比率如图表 8 所示，剔除比率越高对应该品种期限结构不稳定时段越多。图表 9 展示了在整个回测区间剔除不稳定时段样本后，每个时间点策略样本容量占整体样本容量比率，可以发现在时序上策略整体覆盖率较高。

图表 8：回测样本中的剔除比率



资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

图表 9：回测样本中的覆盖比率



资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

对于稳定样本下的不同调仓期 K 的期限结构因子回测结果如下：

表格 2：稳定样本期限结构因子策略表现

	K=1	K=3	k=5	k=10	k=15	k=21	K=243
年化收益率	11.53%	8.63%	10.23%	9.87%	11.33%	11.00%	3.94%
夏普比率	1.16	0.84	0.99	0.93	1.09	1.02	0.36
最大回撤	14.29%	17.81%	18.48%	21.73%	16.83%	14.52%	32.29%
Calmar 比率	0.81	0.48	0.55	0.45	0.67	0.76	0.12

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

对比前文不稳定样本下的不同调仓期 K 的期限结构因子的表现可以发现策略年化收益和夏普比率较之前均有了大幅提升，而且表现相对稳定。调仓期一个月内，策略年化收益率能维持 10% 左右，夏普率在 1 左右。而调仓期较长时因子值已不具备时效性，品种的期限结构可能已然反转，获取超额收益的能力较弱。

表格 3：不稳定样本期限结构因子策略表现

	K=1	K=3	k=5	k=10	k=15	k=21	K=243
年化收益率	4.71%	4.53%	4.58%	4.11%	4.81%	4.43%	2.49%
夏普比率	0.74	0.72	0.72	0.65	0.76	0.7	0.43
最大回撤	14.20%	14.38%	13.31%	15.17%	14.89%	14.71%	9.64%
Calmar 比率	0.33	0.31	0.34	0.27	0.32	0.3	0.26

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

(四) 考虑回看期与交易成本

上一小节中，我们在调仓日使用前一交易日的时点数据计算期限结构因子值作为调仓依据。虽然在剔除了不稳定样本后已经获得的不错的超额收益，但实际上我们还是浪费了调仓期内的部分信息。因此，我们尝试用回看期 J 内的期限结构因子的平均值代替时点值：

$$TS_{avg} = \frac{1}{J} \sum_{i=1}^J TS_i$$

对于不同回看期 J，调仓期 K，使用期限结构因子移动平均值的回测效果如下：

表格 4：稳定样本移动平均期限结构因子年化收益率

	J=1	J=3	J=5	J=10	J=15	J=21	J=243
K=1	11.53%	12.66%	11.44%	11.11%	11.53%	10.16%	7.86%
K=3	8.63%	9.92%	9.46%	10.11%	10.63%	10.35%	8.67%
K=5	10.23%	10.68%	11.30%	9.63%	9.33%	9.71%	7.50%
K=10	9.87%	10.76%	10.48%	10.77%	9.84%	10.55%	8.64%
K=15	11.33%	12.50%	13.75%	12.34%	12.72%	12.91%	9.07%
K=21	11.00%	12.36%	10.62%	9.82%	11.76%	12.10%	9.29%
K=243	3.94%	2.33%	6.19%	5.65%	5.22%	6.06%	4.17%

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

表格 5：稳定样本移动平均期限结构因子夏普率

	J=1	J=3	J=5	J=10	J=15	J=21	J=243
K=1	1.16	1.29	1.17	1.17	1.25	1.12	0.9
K=3	0.84	0.97	0.93	1.02	1.1	1.1	0.98
K=5	0.99	1.04	1.11	0.98	0.97	1.02	0.85
K=10	0.93	1.02	1.02	1.08	1.02	1.1	0.96
K=15	1.09	1.21	1.3	1.26	1.29	1.32	1
K=21	1.02	1.15	1.02	0.98	1.21	1.26	1.02
K=243	0.36	0.22	0.58	0.55	0.53	0.62	0.44

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

中信期货金融工程专题报告



表格 6：稳定样本移动平均期限结构因子 Galmar 比率

	J=1	J=3	J=5	J=10	J=15	J=21	J=243
K=1	0.81	0.81	1.05	1.06	0.92	0.86	0.59
K=3	0.48	0.52	0.72	0.63	0.82	0.73	0.58
K=5	0.55	0.64	0.86	0.45	0.59	0.63	0.49
K=10	0.45	0.52	0.63	0.73	0.63	0.73	0.61
K=15	0.67	0.75	0.81	0.71	0.69	0.74	0.61
K=21	0.76	0.86	0.63	0.7	1.16	1.01	0.57
K=243	0.12	0.07	0.22	0.26	0.28	0.33	0.32

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

表格 7：稳定样本移动平均期限结构因子年化换手率

	J=1	J=3	J=5	J=10	J=15	J=21	J=243
K=1	58.26	45.42	41.38	38.01	36.68	35.54	30.12
K=3	29.74	27.81	26.31	23.27	22.17	21.27	17.63
K=5	23.32	22.77	22.18	20.19	18.85	18.44	15.17
K=10	18.27	18.24	17.68	16.91	16.23	16.21	13.17
K=15	16.57	16.5	16.29	17.11	16.21	16.12	13.24
K=21	16.95	17.09	16.11	15.56	14.99	14.71	12.99
K=243	15.83	16.36	15.96	15.81	14.83	15.51	15.01

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

对比不同回看期 J 可以发现，回测效果有所提升但幅度不大，原因是我们暂未考虑交易费用，冲击成本等成本问题。从年化换手率表现中不难发现，随着回看期的增加，年化换手率越低，交易成本也就越低。有鉴于此，我们假设交易成本为双边万分之三，探究加入成本后策略表现：

表格 8：稳定样本移动平均期限结构因子年化收益率（交易成本：3‰）

	J=1	J=3	J=5	J=10	J=15	J=21	J=243
K=1	7.56%	9.52%	8.61%	8.51%	9.01%	7.75%	5.86%
K=3	6.64%	8.04%	7.69%	8.53%	9.12%	8.90%	7.49%
K=5	8.64%	9.12%	9.78%	8.26%	8.06%	8.46%	6.49%
K=10	8.65%	9.51%	9.28%	9.61%	8.74%	9.44%	7.76%
K=15	10.21%	11.37%	12.61%	11.20%	11.64%	11.84%	8.19%
K=21	9.87%	11.22%	9.53%	8.77%	10.73%	11.09%	8.43%
K=243	2.98%	1.35%	5.20%	4.67%	4.31%	5.10%	3.26%

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

中信期货金融工程专题报告



表格 9：稳定样本移动平均期限结构因子夏普率（交易成本：3%）

	J=1	J=3	J=5	J=10	J=15	J=21	J=243
K=1	0.76	0.96	0.87	0.89	0.97	0.85	0.66
K=3	0.64	0.78	0.75	0.86	0.94	0.94	0.84
K=5	0.83	0.88	0.95	0.84	0.83	0.88	0.73
K=10	0.81	0.9	0.89	0.96	0.9	0.97	0.86
K=15	0.97	1.1	1.19	1.13	1.18	1.2	0.9
K=21	0.91	1.03	0.91	0.87	1.1	1.15	0.92
K=243	0.27	0.12	0.48	0.45	0.43	0.51	0.34

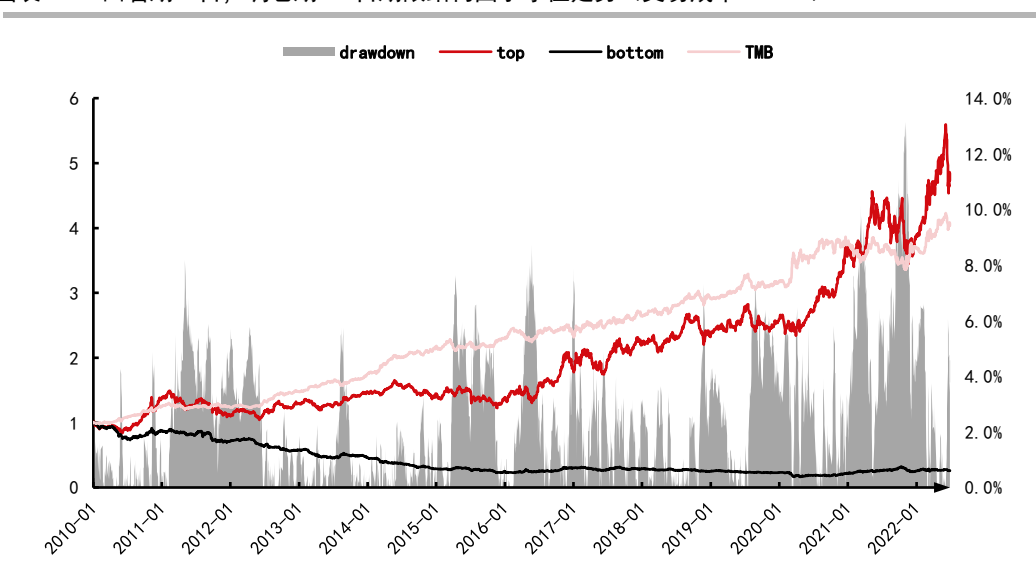
资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

表格 10：稳定样本移动平均期限结构因子 Calmar 比率（交易成本：3%）

	J=1	J=3	J=5	J=10	J=15	J=21	J=243
K=1	0.48	0.57	0.72	0.7	0.69	0.48	0.37
K=3	0.36	0.41	0.54	0.46	0.61	0.54	0.48
K=5	0.44	0.53	0.71	0.34	0.45	0.52	0.38
K=10	0.38	0.45	0.55	0.62	0.54	0.61	0.52
K=15	0.6	0.67	0.73	0.6	0.59	0.65	0.54
K=21	0.66	0.76	0.55	0.61	1.04	0.86	0.48
K=243	0.09	0.04	0.19	0.21	0.22	0.27	0.24

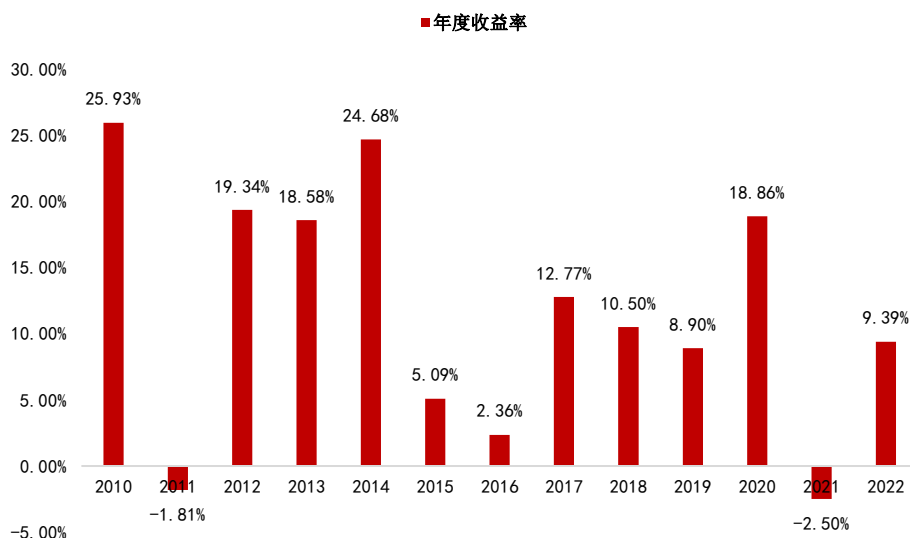
资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

图表 10：回看期 5 日，调仓期 15 日期限结构因子净值走势（交易成本：3%）



资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

图表 11：回看期 5 日，调仓期 15 日期限结构因子年度收益率（交易成本：双边 3%）



资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

表格 11：回看期 5 日，调仓期 15 日期限结构因子历史 10 大回撤期（交易成本：3%）

开始日期	回复日期	回撤	持续时间
2020/12/22	2022/3/1	13.14%	434
2016/2/19	2016/8/1	8.73%	164
2011/2/9	2012/6/21	8.18%	498
2016/11/29	2017/3/2	7.84%	93
2015/3/17	2015/12/2	7.63%	260
2019/7/22	2020/3/9	7.47%	231
2018/10/30	2019/5/17	7.31%	199
2020/3/19	2020/4/22	6.46%	34
2022/6/9	2022/7/1	6.06%	22
2020/8/19	2020/11/6	5.81%	79

资料来源：同花顺 iFind 中信期货研究所

在考虑交易成本后，回看期 1 日下的策略表现较其他参数组已所衰减，但策略整体仍有着不错的超额收益。尤其在回看期 5 日，调仓期 15 日时，年化收益率达 12.61%，夏普率为 1.19。

综上所述，在剔除季节性影响并使用回看期均值代替时点因子值后，基于展期收益所构建的期限结构因子截面选期能力较之前已有了大幅提升，且不同参数组下整体表现十分稳健。在近期 CTA 策略整体回撤较大的情形下，稳定样本下的期限结构因子回撤较小且仍然保持了一定的有效性。

三、 总结

本文尝试使用 OLS 回归法来判断商品期货期限结构的稳定性以达到剔除季节性影响的目的，并在稳定样本区间中对期限结构因子进行了回测。对比前文中不稳定样本下的期限结构因子，稳定样本下该因子年化近乎增长一倍。

进一步对期限结构因子使用回看期因子值均值替代期时点因子值后，期限结构因子获取 alpha 收益能力有所上升，在交易成本 3%% 的情况下仍有 9% 左右的年化收益率，夏普率也在 1 左右，表现最优参数组为回看期 5 日、调仓期 15 日，年化收益率达 12.61%，夏普率为 1.19，且在不同参数组下策略表现十分稳定。

本文回测时暂未考虑不同起始日建仓问题即路径依赖问题，暂未设置止损条件，也暂未排除其他因子的干扰，后期改进的方向可围绕这几个方向展开以进一步提升策略效果。

参考文献

- 1) Erb, C., and Harvey, C., 2006, The strategic and tactical value of commodity futures, Financial Analysts Journal 62, 69-97.
- 2) Working, H., 1949, The theory of price of storage, American Economic Review 39, 1254-1262.
- 3) Keynes, M., 1930, A Treatise on Money, II: The Applied Theory of Money. Edition Macmillan and Co.

免责声明

除非另有说明，中信期货有限公司拥有本报告的版权和/或其他相关知识产权。未经中信期货有限公司事先书面许可，任何单位或个人不得以任何方式复制、转载、引用、刊登、发表、发行、修改、翻译此报告的全部或部分材料、内容。除非另有说明，本报告中使用的所有商标、服务标记及标记均为中信期货有限公司所有或经合法授权被许可使用的商标、服务标记及标记。未经中信期货有限公司或商标所有权人的书面许可，任何单位或个人不得使用该商标、服务标记及标记。

如果在任何国家或地区管辖范围内，本报告内容或其适用与任何政府机构、监管机构、自律组织或者清算机构的法律、规则或规定内容相抵触，或者中信期货有限公司未被授权在当地提供这种信息或服务，那么本报告的内容并不意图提供给这些地区的个人或组织，任何个人或组织也不得在当地查看或使用本报告。本报告所载的内容并非适用于所有国家或地区或者适用于所有人。

此报告所载的全部内容仅作参考之用。此报告的内容不构成对任何人的投资建议，且中信期货有限公司不会因接收人收到此报告而视其为客户。

尽管本报告中所包含的信息是我们于发布之时从我们认为可靠的渠道获得，但中信期货有限公司对于本报告所载的信息、观点以及数据的准确性、可靠性、时效性以及完整性不作任何明确或隐含的保证。因此任何人不得对本报告所载的信息、观点以及数据的准确性、可靠性、时效性及完整性产生任何依赖，且中信期货有限公司不对因使用此报告及所载材料而造成的损失承担任何责任。本报告不应取代个人的独立判断。本报告仅反映编写人的不同设想、见解及分析方法。本报告所载的观点并不代表中信期货有限公司或任何其附属或联营公司的立场。

此报告中所指的投资及服务可能不适合阁下。我们建议阁下如有任何疑问应咨询独立投资顾问。此报告不构成任何投资、法律、会计或税务建议，且不担保任何投资及策略适合阁下。此报告并不构成中信期货有限公司给予阁下的任何私人咨询建议。

中信期货有限公司

深圳总部 地址：深圳市福田区中心三路 8 号卓越时代广场（二期）北座 13 层 1301-1305、14 层

邮编：518048

电话：400-990-8826