



债券的风险模型研究

一宏观固收量化研究系列之(七)

研究结论

- 风险模型是投资组合优化过程中的核心技术环节,可以从定量的角度帮助投资者把握组合的风险水平和风险暴露。不同于注重个券收益分解的 Campisi 模型,风险模型尝试从影响债券组合的系统性风险的角度来进行业绩归因和风险预测。本文尝试构造中国债券市场的风险模型,阐释债券组合的系统性风险来源。
- 本文将纯债的风险因子分为利率风险因子和信用风险因子两大类:对于利率因子, 采用"关键期限久期/久期"作为因子暴露,通过回归的方式得到各期限的平均回报率;对于信用因子,采用 DTS 作为因子暴露,并增加金融/产业/城投/永续/次级/高收益债6个板块的虚拟变量,通过回归的方式得到各板块相对于国债的平均超额收益。
- 基于风险因子,对于任何一个债券组合,可以对其进行业绩归因(holding-based analysis)。给定组合的持仓权重,通过计算组合整体的因子暴露水平并乘以因子收益率,即可算得整个组合的收益拆分,可以较为清晰地帮助投资者识别收益来源。
- 对于一个债券基金或组合的净值,也可以通过回归的方式近似估算出它的平均风险暴露情况(return-based analysis)。我们采用此方法对于国内债券基金近5年的表现进行了分析,结果表明,风险因子对各个类型的债券基金,尤其是纯债基金,均有较好的拟合优度(R-squared),从而说明风险因子能够解释债基债券部分的收益。
- 由于利率风险因子反映的各期限利率的变动对组合收益的影响,所以基于时间序列的回归法也可以用作估计中长期纯债基金的平均久期。结果显示,与业界常用的指数回归法相比,使用因子回归法估计的误差较低。最后,我们采用80日的滚动回归,较高频地跟踪中长期纯债基金的久期中位数。

报告发布日期

2022年09月03日

证券分析师 .

王星星

021-63325888*6108

wangxingxing@orientsec.com.cn 执业证书编号: S0860517100001

联系人 。

宋之辰

songzhichen@orientsec.com.cn

相关报告 💄

活跃券的均线择时: ——宏观固收量化研 2022-03-25

究系列之(六)

基于机器学习模型的债券流动性预测: — 2021-11-23

一宏观固收量化研究系列之(五)

风险提示

- 量化模型失效的风险
- 市场极端环境的冲击



目录

-,		债券风险模型	4
	1.1	利率风险因子	4
	1.2	信用风险因子	8
	1.3	地方债和政策性金融债	9
	1.4	可转债	10
Ξ,		业绩归因	11
	2.1	基于持仓的业绩归因	11
	2.2	基于净值的业绩归因	14
Ξ、		风险模型用于久期估计	17
四、		总结	20
风险	捷ā	₸	20
参考	文献	试	21



图表目录

图 1: 2022 年 8 月 5 日 国债 KRD 分布	5
图 2: 2022 年 8 月 5 日 政策性银行债 KRD 分布	5
图 3: 2022 年 8 月 5 日 国债 "KRD/MD" 分布	6
图 4: 2022 年 8 月 5 日 政策性银行债 "KRD/MD" 分布	6
图 5: 利率风险因子累计收益率(%)	7
图 6: 拟合优度对比	
图 7: 信用风险因子累计收益率(%)	9
图 8: 地方债和政策性金融债因子累计收益率(%)	10
图 9: 可转债因子累计收益率(%)	10
图 10: 债券风险模型示意图	11
图 11: 2 个模拟组合的净值	13
图 12:模拟组合 1 YTD 收益拆分 (分利率/信用 2 大类)	13
图 13:模拟组合 1 YTD 收益拆分(细分因子)	13
图 14:模拟组合 2 YTD 收益拆分 (分利率/信用 2 大类)	14
图 15:模拟组合 2 YTD 收益拆分(细分因子)	14
图 16: 筛选后的中长期债基样本数量	18
图 17:筛选后的中长期债基样本的中位数估计	20
表 1: 2022 年 8 月 5 日的信用债样本分类分布	8
表 2:模拟组合 1 的 1 月份的持仓	12
表 3: 模拟组合 2 的 1 月份的持仓	12
表 4:指数收益率对因子收益率的回归结果	
表 5: 债基收益率对因子收益率的回归结果(平均暴露)	16
表 6: 中长期纯债基金收益率对因子收益率的回归结果(平均暴露)	17
表 7: 因子回归法与指数回归法所估计久期的 RMSE	19



一、债券风险模型

风险模型是投资组合优化过程中的核心技术环节,可以定量地帮助投资者把握组合的风险水平和风险暴露。目前,国内市场主要将风险模型用于权益市场,而对于固收市场,目前涉及的研究较少。近些年来,中国债券市场的规模不断发展壮大,在给实体经济提供直接融资的支持的同时,已经成为全球第二大债券市场。随着投资主体的增多,科学的债券风险评估的重要性越来越凸显。

不同于注重个券收益分解的 Campisi 模型,风险模型尝试从影响债券组合的系统性风险的角度来进行业绩归因和风险预测。本文尝试构建债券的风险模型,从风险因子的维度去刻画债券组合的风险。Ben Slimane, M., et al (2018)提供了一个债券多因子的基本框架,这里我们简单用数学语言阐述如下:

假设久期(或期限)为D的零息债券的价格为Z(R,D)、根据现金流贴现原理:

$$Z(R, S, D) = e^{-(R+S)D}$$

其中R表示无风险即期利率(Spot Rate),S表示信用利差(Z-spread)。则该零息债券的价格变动为:

$$d\ln(Z) = -DdR - DdS$$

$$= -DdR - DTS \frac{dS}{S}$$

其中 $DTS = D \times S$ 。因此我们将债券的风险拆分成来自于无风险利率变动的利率部分和来自于信用利差变动的信用部分。对于任一只附息债券i的回报率,我们也拆分成利率和信用两部分:

$$Return_i = \sum_{k \in \mathcal{A} \mid \cancel{k} \bowtie \mathcal{A}^2} \beta_i^{\cancel{A} \mid \cancel{k} \bowtie \mathcal{A}^2} f^{\cancel{A} \mid \cancel{k} \bowtie \mathcal{A}^2} + \sum_{k \in \not \in \cancel{k} \bowtie \mathcal{A}^2} \beta_i^{\not \in \cancel{k} \bowtie \mathcal{A}^2} f^{\not \in \cancel{k} \bowtie \mathcal{A}^2} + \epsilon_i$$

其中, $β^k$ 表示债券i在因子k上的暴露, f^k 表示因子k的收益。

值得注意的是,为了更好地从收益的角度分析债券的风险来源,我们与 Ben Slimane, M., et al (2018)保持一致,等式左边采用债券的真实的全回报率(total return)作为分析对象,而不是传统的 Campisi 和 Barra 模型里的剔除 carry 和 roll down 后的 unexpected return。

我们基于此框架并结合中国债券市场实际情况,对利率因子和信用因子进行逐一定义和探讨。

1.1 利率风险因子

无风险收益率曲线直接影响所有固定收益类资产的未来现金流的贴现,因此利率风险是债券最重要的风险来源。

准确地描述利率的风险,即需要捕捉收益率曲线变动的因素。学术上的普遍做法是将收益率曲线变动降维成 3 个因子,水平因子(level)、斜率因子(slope)、 曲率因子(curvature),这三个因子解释了大部分期限结构的变化(Nelson and Siegel, 1987; Litterman and Scheinkman, 1991; Duffee, 2002; Fabozzi, 2007)。

从实践上来说,虽然三因子能够解释大部分的曲线变动,并且在对冲风险上较为简洁高效,但是仍然有不足:一方面,曲线上仍然有小部分的区域无法很好的被三因子解释,比如 30Y 的利率变动或 1 年以内短端的收益率变动;另一方面,在一些特殊时期降维可能失效,比如某些时期短端



一直维持不变,而中长端变动较大,或者某个单独期限波动较其他期限更大的情况。因此,在实际投资过程中,很多投资者选择更为直接的关键期限久期(key rate duration,后文简称为 KRD)来 衡量债券的利率风险。

关键期限久期衡量是价格对无风险收益率曲线上各个关键期限点的变动的敏感程度。比如期限*k* 的关键期限久期用公式表示如下图所示:

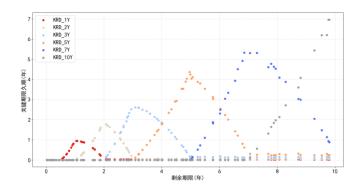
$$KRD_k = -\frac{PV_{+,k} - PV_{-,k}}{2PV\Delta r_k}$$

其中:

 Δr_k 表示国债即期(或到期)收益率曲线在期限k的收益率变化幅度(一般计算时取 25bps),PV、 PV_{-k} 、 PV_{-k} 表示原始、期限k的收益率上行、期限k的收益率下行后的价格。

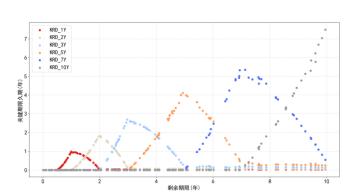
下图是以 2022 年 8 月 5 日为例,对所有国债和政策性银行债的剩余期限(横轴)和部分关键期限久期(纵轴)绘制散点图,可以发现,对于任何一个债券,它的关键期限久期都分布在剩余期限相邻的两个期限上,比如一只剩余期限 4.5 年的债券,它的关键期限久期为 KRD_3Y 和 KRD_5Y,其余关键期限久期均在 0 附近,这代表着这只债券对曲线上 3Y 的变动和 5Y 的变动最为敏感,而对其他期限较不敏感。

图 1: 2022 年 8 月 5 日 国债 KRD 分布



数据来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

图 2: 2022 年 8 月 5 日 政策性银行债 KRD 分布



数据来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

业界同样常用的一个指标,修正久期(modified duration)衡量的是价格对整条收益率曲线平移变动的敏感程度,从数学上可以证明,对于任意一个附息债券,满足修正久期等于关键期限久期之和:

$$MD = \sum_{k} KRD^{k}$$

或
$$\sum_{k} \frac{KRD^k}{MD} = 1$$

同样的,以 2022 年 8 月 5 日为例,对"关键期限久期/修正久期"绘制散点图,可以发现任一债券的在每个期限上该比重均在 0-1 之间,并且求和近似于 1,此指标可以看做是每个关键期限对其价格的敏感性占比。在下文,我们以此指标作为个券的在各期限利率上的因子暴露。



图 3: 2022 年 8 月 5 日 国债 "KRD/MD" 分布

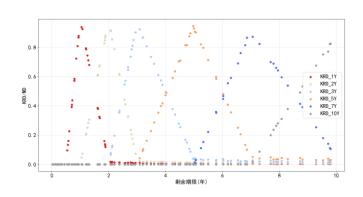
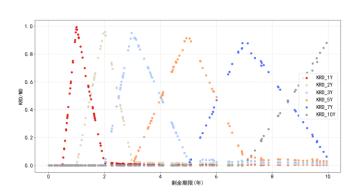


图 4: 2022 年 8 月 5 日 政策性银行债 "KRD/MD" 分布



数据来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

基于上述公式,我们可以计算出所有附息债券的关键期限久期,这里的关键期限,我们选取的是较为常见的 3M、6M、1Y、2Y、3Y、5Y、7Y、10Y、15Y、20Y、30Y。进一步的,我们选择所有国债的截面作为样本,将 t-1 期的"关键期限久期/修正久期"作为个券的因子暴露,使用个券的 t 期的回报率对因子暴露做横截面线性回归,则可以估计出各个关键期限的 t 期因子收益率。回归方程如下:

$$R_i = \sum_{k \in \# \# HRR} \frac{KRD_i^k}{MD_i} f^k + \epsilon_i$$

这里我们展示周度回归的各因子收益,这里的因子收益代表每个关键期限的平均全回报率(total return,下文所指的"回报率"均为 total return),比如 f^{1V} ,代表着一个剩余期限为 1Y 的虚拟国债的平均回报率。可以发现期限越长的因子,其回报率越高,并且波动也越大。



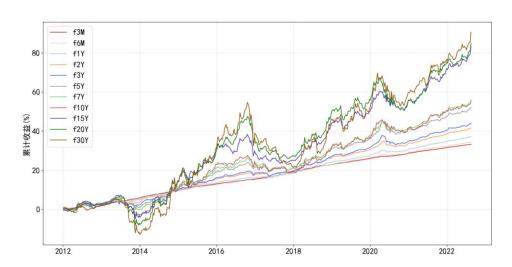


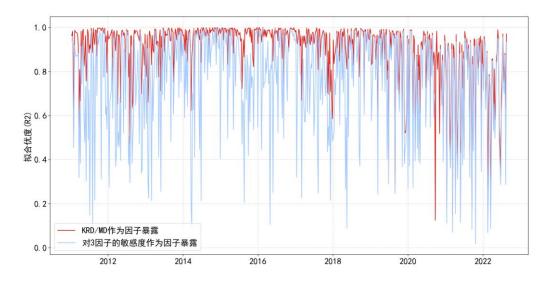
图 5: 利率风险因子累计收益率(%)

为了将 KRD 法与传统的 3 因子模型作比较,我们同样计算了每个国债对 level/slope/curvature 三 因子的敏感度,并将此作为因子暴露。算法基于 Adrian, Crump and Moench (2013),使用中债即期收益率曲线的数据,构造显性的 3 个因子,每期校准 Affine Term Structure Model 的参数,进而可以求出任一个债券对 3 因子的敏感度:

$$-\frac{1}{P}\frac{dP}{dF}$$
, $F \in \{\text{level, slope, curvature}\}$

同样采用周度横截面回归的方式, 通过比较每次截面回归的拟合优度(R 方)可以发现,使用"KRD/MD"作为因子具有更好的拟合效果,并且相较于三因子模型,也较为直观地展现因子收益的意义。





资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯



1.2 信用风险因子

Ben Dor et al. (2007)提出使用 DTS 来衡量信用风险,即久期乘以信用利差。当久期维持不变时,债券的信用利差走阔,债券的风险暴露就增加。相比于传统的久期乘以利差变化作为信用部分,此方法更加侧重于利差的变化幅度,对风险的监测更加及时,因此本文也采用 DTS 作为信用债的风险暴露。

对于每个债券,我们采用中债的行权修正久期乘以信用利差得到它的 DTS,此处的信用利差为按照行权现金流、中债估值和中债即期收益率曲线反算出的 Z-spread:

$$P = \sum_{i} \frac{Cashflow_i}{(1 + Spot_i + Zspread)^i}$$

同时,除了 DTS 指标本身,信用债仍有不同的风险分层,比如相同 DTS 的两只信用债,其信用 主体的不同,隐含的风险水平也有所不同,比如不同板块、行业、评级等(Dynkin, Lev, et al, 2020)。基于实际投资的场景,我们根据发行主体的性质、债券条款以及利差水平,我们增加金融债、产业债、城投债、永续债、次级债和高收益债的虚拟变量分类。其中金融债、产业债、城投债、永续债、次级债均按照 Wind 提供的分类,而高收益债本文取信用利差大于 500bps 的信用债,对于一只信用债,若上述分类有重合,则优先判定是否为高收益债,若为非高收益债,则进一步按照实际分类来判定。以 2022年8月5日的截面数据为例,我们的信用债样本分布如下表所示:

表 1: 2022 年 8 月 5 日的信用债样本分类分布

类别	对应债券数量(个)
城投	11076
产业	11017
永续	2044
金融	1555
高收益	729
次级	434

资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

则最终,对信用风险因子的估计,我们首先计算出信用债在第一步估计出的利率部分收益,然后 从总收益里扣除此部分收益,即剔除利率部分的超额收益(excess return),进而使用超额收益对 因子暴露做截面线性回归,回归方程式如下图:

$$R_i - \sum_{k \in \mathcal{N} \neq D\mathcal{F}} \beta_i^{\mathcal{N} \neq D\mathcal{F}^k} f^{\mathcal{N} \neq D\mathcal{F}^k} =$$

$$\begin{split} \mathbf{1}_{i\in \hat{x}\underbrace{a}\underbrace{m}\mathcal{G}}DTS_{i}f^{\hat{x}\underline{c}\underbrace{a}\underbrace{m}\mathcal{G}}DTS_{i}f^{\hat{r}\underline{c}\underline{w}}DTS_{i}f^{\hat{r}\underline{c}\underline{w}}DTS_{i}f^{\hat{r}\underline{c}\underline{w}\mathcal{G}}DTS_{i}f^{\hat{r}\underline{c}\underline{w}$$



这里我们展示每周度做一次截面回归后得到的因子累计收益图,这些因子收益率可以解释成利差变动百分比所带来的隐含回报率,或者解释为久期为 1、利差为 100bps 的虚拟债券的相对于国债的超额回报率。可以看出,这些因子的收益有较为明显的分层,比如金融债和产业债因子的累计收益率较高,而城投债因子由于资质较好,因此累计收益率稍低。这表明,这些类别的债券有着不同的风险来源,因此即使具有相同的 DTS,其收益和波动仍然有较大差异。从今年的表现上看,整体信用债因子表现都较好,而次级债和高收益债可能受到信用紧缩的影响,今年的超额收益率出现一定程度的波动和回撤。

图 7: 信用风险因子累计收益率(%)

资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯 注:永续债从 2015 年 12 月才开始有足够的样本,因此从 2015 年 12 月才开始有足够的样本,因此从 2015 年 12 月才开始有足收益。

1.3 地方债和政策性金融债

对于地方债和政策性金融债,其风险来源仍然是无风险收益率曲线的变化,但相比于国债来说,仍存在由于税收、流动性和发行主体差异造成的利差,因此本文同样采用 DTS 乘以类别的形式来刻画这些债券的风险暴露,即采用如下的回归方程来估计因子收益率 $f^{$ 政策性金融债</sub>和 $f^{$ 地方债,这里因子收益率的含义仍然是久期为 1、利差为 100bps 的地方债/政金债的相对于国债的超额回报率:

$$R_i - \sum_{k \in \mathcal{A}$$
 声因子 $\beta_i^{\mathcal{A}$ 事因子 $k}$ $f^{\mathcal{A}$ 事因子 $k \in \mathcal{A}$ $k \in \mathcal{A}$ 是因子 $k \in \mathcal{A}$ 是一 $k \in \mathcal$





图 8: 地方债和政策性金融债因子累计收益率(%)

1.4 可转债

对于可转债这一品种,虽然同时具有股性和债性,但是其定价方法和风险来源仍然和普通债券存在较大差异,因此,关于可转债的风险因子,本文简单依照可转债的平底溢价率划分成偏股型、平衡型、偏债型三类转债(平底溢价率>20%为偏股型转债、平底溢价率<-20%为偏债型转债、介于-20%和20%之间的为平衡型转债),从2017年开始,按照余额加权形成三个转债指数,以此来作为转债的三个风险因子,其因子累计收益率如下图所示:

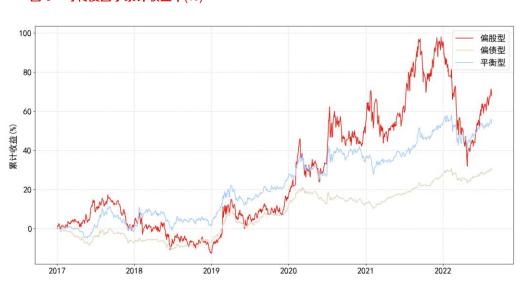


图 9: 可转债因子累计收益率(%)

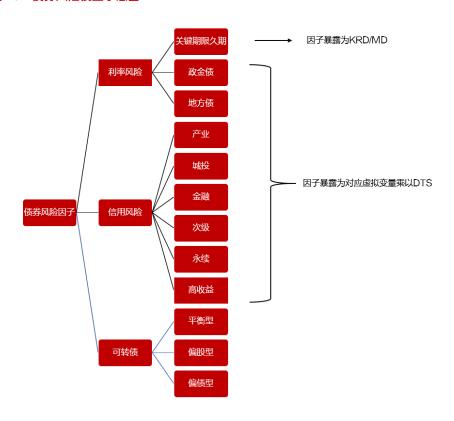
资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯



二、业绩归因

基于前文,我们构建了中国债券市场基本的风险模型体系,整体结构见下图:

图 10: 债券风险模型示意图



资料来源:东方证券研究所

基于此风险模型,对于任何一个债券或者债券组合,我们均可以计算其每个风险因子对整体的收益贡献 (holding based analysis),同样对于一个债券组合的净值,也可以通过回归的方式近似估算出它的风险暴露情况(return based analysis)。

2.1 基于持仓的业绩归因

当我们测算好因子收益率的时间序列后,我们则可以对已知持仓的债券组合做收益归因,看该组合的收益贡献分别来自于哪些因子。

为了展示风险模型的效果,我们构建了两个模拟组合,追踪年初至今的表现:

● 模拟组合一:选取 1-10 年国债/政金债/地方债各 5 只,等权重月度换仓。以 1 月份为例,持仓见下表:



表 2: 模拟组合 1的 1月份的持仓

月份	债券代码	名称	债券类型	剰余期限(年)	修正久期(年)	到期收益率(%)	Zspread(bps)
2022年1月	210009.IB	21附息国债09	国债	9.4	8.13	2.82	4.52
2022年1月	210013.IB	21附息国债13	国债	6.8	6.05	2.78	0.11
2022年1月	210008.IB	21附息国债08	国债	1.4	1.33	2.35	3.82
2022年1月	210012.IB	21附息国债12	国债	2.7	2.54	2.43	-0.08
2022年1月	210002.IB	21附息国债02	国债	4.2	3.81	2.57	2.30
2022年1月	2105363.IB	21山西债22	地方政府债	9.5	7.99	3.19	42.78
2022年1月	2171106.IB	21湖南债83	地方政府债	6.8	6.02	3.10	32.05
2022年1月	2105012.IB	21辽宁债02	地方政府债	9.1	7.60	3.29	53.23
2022年1月	2105245.IB	21大连债07	地方政府债	4.4	4.01	2.87	31.39
2022年1月	2105258.IB	21安徽债18	地方政府债	4.5	4.04	2.87	31.37
2022年1月	210402.IB	21农发02	政策银行债	2.2	2.03	2.56	17.14
2022年1月	2102001.IB	21国开绿债01	政策银行债	2.2	2.09	2.25	-14.24
2022年1月	210302.IB	21进出02	政策银行债	1.0	0.98	2.35	10.71
2022年1月	210204.IB	21国开04	政策银行债	6.0	5.22	2.95	21.93
2022年1月	210322.IB	21进出22	政策银行债	1.8	1.71	2.47	11.18

模拟组合二:选取 1-10 年国债/政金债/地方债/企业债/中期票据/公司债/商业银行债各 3 只, 等权重月度换仓。以 1 月份为例,持仓见下表:

表 3: 模拟组合 2 的 1 月份的持仓

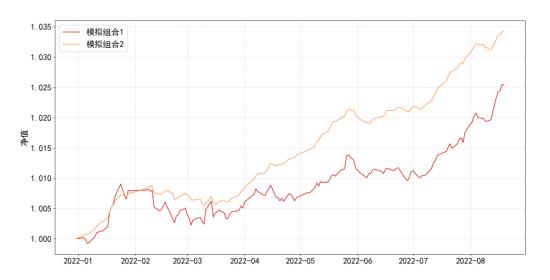
月份	债券代码	名称	债券类型	剰余期限(年)	修正久期(年)	到期收益率(%)	Zspread(bps)
2022年1月	102101969.IB	21新兴际华MTN003	中期票据	4.7	4.19	3.72	114.51
2022年1月	102101924.IB	21成都益民MTN002	中期票据	2.7	2.54	3.55	111.70
2022年1月	102100752.IB	21芜湖宜居MTN002	中期票据	2.3	2.13	3.17	77.33
2022年1月	2180163.IB	21东方广益01	企业债	4.3	3.75	4.18	162.73
2022年1月	2180295.IB	21水发集团债01	企业债	2.6	2.31	4.81	238.81
2022年1月	2180019.IB	21深地铁债02	企业债	4.1	3.61	3.13	59.55
2022年1月	149454.SZ	21大族01	公司债	2.3	2.09	3.94	154.18
2022年1月	175733.SH	21中铁02	公司债	2.1	1.92	3.33	95.52
2022年1月	188899.SH	21唐新04	公司债	2.8	2.63	2.99	54.23
2022年1月	2121022.IB	21常熟农商小微债01	金融债	2.4	2.24	3.13	72.09
2022年1月	2128004.IB	21招商银行小微债01	金融债	2.2	2.05	2.78	39.10
2022年1月	2128006.IB	21中国银行01	金融债	2.1	1.94	2.76	38.11
2022年1月	210004.IB	21附息国债04	国债	2.3	2.14	2.41	1.27
2022年1月	210008.IB	21附息国债08	国债	1.4	1.33	2.35	3.82
2022年1月	210002.IB	21附息国债02	国债	4.2	3.81	2.57	2.30
2022年1月	2105904.IB	21江西债26	地方政府债	4.7	4.32	2.89	30.58
2022年1月	2105551.IB	21海南债05	地方政府债	2.6	2.48	2.69	26.47
2022年1月	2105065.IB	21云南债04	地方政府债	4.2	3.79	2.98	44.13
2022年1月	210203.IB	21国开03	政策银行债	4.2	3.76	2.76	21.51
2022年1月	210303.IB	21进出03	政策银行债	2.3	2.11	2.56	16.09
2022年1月	210312.IB	21进出12	政策银行债	1.2	1.13	2.37	8.97

资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

两个组合的年初至今表现如下图所示:



图 11: 2 个模拟组合的净值



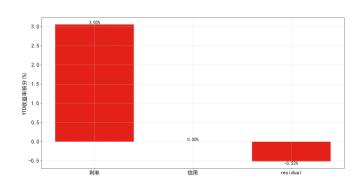
资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

接下来我们使用风险模型,对其YTD的收益进行拆分:

$$\begin{split} R_p &= \sum_{k \in \mathcal{N} \neq B \neq \mathcal{F}} \beta_p^{\mathcal{N} \neq B \neq k} f^{\mathcal{N} \neq B \neq k} + \sum_{k \in \mathcal{N} \neq B \neq \mathcal{F}} \beta_p^{\mathcal{E} \mid B \mid B \neq k} f^{\mathcal{E} \mid B \mid B \neq k} + residual_i \\ &= \sum_{k \in \mathcal{N} \neq B \neq \mathcal{F}} R_p^{\mathcal{N} \neq B \neq k} + \sum_{k \in \mathcal{N} \neq B \neq \mathcal{F}} R_p^{\mathcal{E} \mid B \mid B \neq k} + residual_i \\ &= R_p^{\mathcal{N} \neq \nabla \mid B \mid} + R_p^{\mathcal{E} \mid B \mid D \neq k} + residual_i \end{split}$$

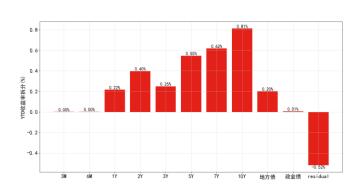
结果如下:

图 12: 模拟组合 1 YTD 收益拆分 (分利率/信用 2 大类)



数据来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

图 13: 模拟组合 1 YTD 收益拆分(细分因子)



数据来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

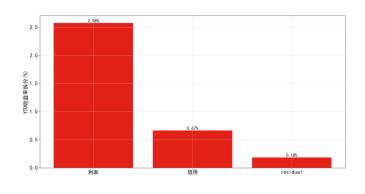
由于组合 1 持仓均为利率债,所以没有信用上的收益,其中 10Y 关键期限贡献较大,政金债因子贡献较小、地方债因子贡献较大,这与今年政金债的超额收益(相较于国债)较小、地方债超额收

有关分析师的申明,见本报告最后部分。其他重要信息披露见分析师申明之后部分,或请与您的投资代表联系。并请阅读本证券研究报告最后一页的免责申明。



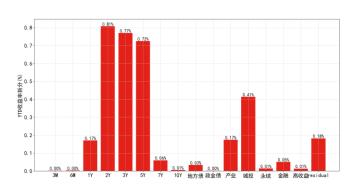
益较大有关,另有-0.52%的残差项,这可以解释为个券的 Alpha 收益,比如新老券的利差、流动性溢价等非系统性风险造成的收益。

图 14: 模拟组合 2 YTD 收益拆分 (分利率/信用 2 大类)



数据来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

图 15: 模拟组合 2 YTD 收益拆分(细分因子)



数据来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

组合 2 利率和信用均有贡献,但仍以利率贡献为主,在信用风险因子中,城投因子和产业因子贡献较大,这与今年城投和产业的超额收益较高有关。

2.2 基于净值的业绩归因

有了风险因子的回报率时间序列后,我们还可以进行时间序列上的分析(return-based analysis):

给定一个固收类投资组合的净值,基于风险因子的回报率的时间序列,通过时间序列回归的方式, 来反推投资组合的平均风险暴露情况。

回归的方程如下:

$$R_p = \alpha_p + \sum_{k} \beta_{p,k} f_k + \epsilon_p$$

为了统一因子的量纲,本文将因子收益率进行了标准化处理,从而可以更加直观地观测估计出的因子暴露的分布情况。

首先,我们选取了一些指数来测算,包括国债总指数、1-3 年国债财富指数、中债中票 AAA 指数和中证转债指数的组合,由于指数已知持仓结构,因此可以较为直观地判断回归的可解释程度,数据的时间区间为 2017 年 1 月 1 日至 2022 年 8 月 19 日。结果如下表:



表 4: 指数收益率对因子收益率的回归结果

因子暴露	1-3年国债 (40%)+中票 AAA(20%)+ 转债(40%)	1-3年国债 (40%)+中票 AAA(40%)+ 转债(20%)	1-3年国债 (40%)+中票 AAA(60%)	1−3年国债 (60%)+中票 AAA(40%)	国债总指数 (20%)+中票 AAA(80%)	国债总指数 (60%)+中票 AAA(40%)	国债总指数 (80%)+中票 AAA(20%)
3M	0.013	0.012	0.012	0.009	0.013	0.006	0.002
6M	-0.029	-0.013	0.002	0.004	0.000	0.005	0.007
1Y	0.048	0.038	0.028	0.032	0.018	0.016	0.015
3Y	0.025	0.046	0.068	0.065	0.067	0.053	0.046
5Y	0.012	0.033	0.053	0.045	0.068	0.066	0.066
7Y	-0.005	0.001	0.007	0.006	0.018	0.036	0.046
10Y	-0.036	-0.019	-0.002	-0.004	0.016	0.042	0.055
30Y	0.004	0.005	0.007	0.007	0.027	0.066	0.085
产业	-0.040	-0.018	0.004	-0.010	0.023	0.004	-0.005
城投	0.010	0.025	0.042	0.039	0.041	0.026	0.018
次级	-0.038	-0.011	0.015	0.013	0.016	0.008	0.004
永续	0.018	0.013	0.007	0.006	0.008	0.008	0.009
金融	0.075	0.046	0.016	0.011	0.021	0.009	0.003
高收益	-0.013	-0.010	-0.006	-0.004	-0.008	-0.004	-0.002
地方债	-0.025	-0.012	0.002	0.001	0.003	0.003	0.002
政金债	-0.001	-0.002	-0.003	-0.002	-0.005	0.000	0.002
偏股型	0.189	0.094					
偏债型	0.075	0.040					
平衡型	0.342	0.170					
RSquared	0.935	0.933	0.920	0.927	0.940	0.982	0.988

从 R 方的表现上看,风险因子能解释大部分的收益,并且从因子暴露上看,回归也基本上较为合理地估计了久期分布和利率/信用/转债比例。

进一步的,我们对市场上的债券基金也进行测算,希望这些风险因子也能够在一定程度上解释债基的收益。基于 Wind 分类,我们选取了短期纯债型基金、中长期纯债型基金、可转换债券型基金、混合债券型一级基金、混合债券型二级基金这 5 类基金进行分析。其中,我们剔除摊余成本法基金和非初始类的基金。我们采用 2017 年以来的数据进行回归分析,对于纯债型基金,在回归过程中我们不包含可转债因子。

下表展示了对不同类型的基金的平均因子暴露估计,从R方上看,各个类型的债券基金均有不错的拟合优度。对于短期纯债型基金,其在利率因子上的暴露均大都分布在3Y以内,而中长期纯债基金分布在5Y以内,而对于混合型债基来说,由于有权益上的暴露,所以有很大一部分收益无法通过债券的风险模型来解释,因此其R方相对较低,相应的回归截距项Alpha较大(无法被解释的部分)。



表 5: 债基收益率对因子收益率的回归结果(平均暴露)

因子	短期纯债 型基金	中长期纯债 型基金	混合债券型 一级基金	混合债券型 二级基金	可转换债券 型基金
3M	0.01	0.01	0.00	0.01	-0.05
6M	0.006	0.008	0.009	-0.005	-0.010
1Y	0.015	0.024	0.030	0.005	0.072
3Y	0.028	0.048	0.033	0.043	-0.005
5Y	0.009	0.031	0.024	0.000	-0.032
7Y	0.002	0.014	0.012	-0.039	-0.095
10Y	-0.001	0.014	0.000	0.008	-0.119
30Y	0.001	0.004	0.011	0.005	-0.007
产业	0.017	0.021	0.057	0.093	0.167
城投	0.015	0.009	-0.008	-0.061	-0.209
次级	-0.006	-0.008	-0.007	-0.012	-0.096
永续	-0.001	0.018	0.019	0.013	0.179
金融	0.000	0.006	-0.008	0.013	0.000
高收益	0.001	-0.002	-0.002	-0.021	-0.063
地方债	-0.005	-0.007	-0.010	-0.026	-0.060
政金债	0.003	0.019	0.007	0.003	-0.068
偏股型			0.080	0.295	1.150
偏债型			0.011	0.015	0.012
平衡型			0.060	0.159	0.543
RSquared	0.65	0.69	0.59	0.51	0.76
年化Alpha(%)	3.10	3.69	4.11	4.45	10.32

下表展示了对中长期纯债基金的分年度平均因子暴露,可以看到,在市场表现较好的年份,中长期纯债基金对长久期的平均暴露较大,比如2018年的牛市下,其在10Y和30Y上的暴露较大,在市场表现较差的年份,在短久期上的平均暴露较大。并且在出现大行情的年份,往往有无法被风险因子解释的Alpha收益,这里我们可以理解为加杠杆和波段交易所带来的超额收益。



YEAR	2017	2018	2019	2020	2021	2022
3M	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01
6M	-0.001	-0.018	0.017	0.021	0.018	0.004
1Y	0.003	0.049	0.014	0.041	0.024	0.013
3Y	0.032	0.035	0.041	0.081	0.025	0.049
5Y	0.023	0.002	0.017	0.074	0.005	0.018
7Y	0.020	0.002	0.002	0.018	0.008	0.007
10Y	0.003	0.027	0.022	0.021	0.024	0.060
30Y	-0.002	0.018	0.012	0.001	0.001	0.016
产业	-0.004	-0.001	-0.040	0.092	0.027	0.022
城投	0.030	0.034	0.037	-0.026	0.010	0.012
次级	-0.009	-0.023	0.007	0.012	0.001	0.043
永续	0.004	-0.019	0.000	0.016	0.009	-0.005
金融	0.037	0.055	0.036	-0.008	-0.016	0.006
高收益	0.013	0.005	0.000	-0.014	-0.003	-0.006
地方债	0.001	-0.011	-0.007	-0.012	-0.007	-0.007
政金债	0.015	0.009	0.025	0.025	0.012	0.027
RSquared	0.73	0.77	0.80	0.90	0.80	0.91
年化Alpha(%)	1.99	5.91	3.99	2.60	4.08	4.06

三、风险模型用于久期估计

今年来,随着债券基金的规模逐渐扩大,市场开始关注债券基金的久期,尤其是中长期纯债基金的全市场久期中位数。因为基金的久期往往反映了基金经理对未来利率走势的判断,并且也是重要的风险评价指标。债券基金会在年报和半年报定期披露基金资产净值对利率的敏感程度,与久期的概念一致。但是由于频率较低并且披露滞后时间长,所以如果需要更高频地观测债基的久期,则普遍的两种做法是通过持仓法或者净值法进行估计:

- 持仓法,指的是基于债基的季报所披露的前五大重仓券的信息来推测整个组合的久期,这样的估计基于整个基金的平均久期与前五大重仓券的平均久期近似的假设。
- 净值法,指的是通过将债基的净值与某些观测序列做回归或者做比较,从而估计出债基与某些观测序列的线性关系,而观测序列的久期已知,从而债基的久期也可以基于此关系映射求得。目前,市场上的普遍做法是使用债券指数的收益作为自变量,将债基收益近似地用各个分段指数来线性表示,从而债基的久期也是这些分段指数的线性组合。

前文介绍了一系列债券风险因子的构建,并且可以基于净值来估计因子暴露,因此我们尝试通过观测债基在利率因子上的暴露来间接估计债基的久期。

这里的样本我们选取2016年以来的中长期纯债基金作为分析的对象,并剔除定开基金、债券市值占比小于80%、总规模小于1亿元、未披露利率敏感性指标的基金。每期的样本数量如下图所示:



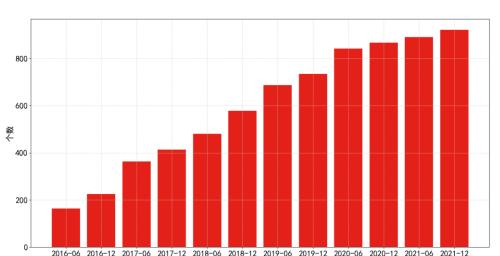


图 16: 筛选后的中长期债基样本数量

资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

久期估计的具体方法如下,首先日度做截面回归,得到各个风险因子的日度收益率时间序列。因为这里我们的核心关注点是估计债基久期,为了避免解释变量过多导致回归自由度降低的问题, 我们并没有将所有的风险因子纳入回归方程中,只选择

 ${f3M, f6M, f1Y, f2Y, f3Y, f5Y, f7Y, f10Y, f30Y, f产业, f 城投}$ 这些因子。 给定债基的日度收益率 ${R_t, 1 \le t \le T}$, 做如下回归:

$$R_t = \alpha + \beta_{3M} f_{3M,t} + \beta_{6M} f_{6M,t} + \dots + \beta_{30Y} f_{30Y,t} + \beta_{P^2 \lor V} f_{P^2 \lor V} + \beta_{bb \uparrow b} f_{bb \uparrow b} f_{bb \uparrow b} + \epsilon_t$$

由于在截面回归中,我们使用的是"KRD/MD"作为利率因子的风险暴露,因此这里回归得出的系数 β_{3M} , β_{6M} ,..., β_{30Y} 可以看作是该基金在这些期限上的平均权重配比,因此需要满足如下的约束:

$$\begin{split} \beta_{3M}, \beta_{6M}, \dots, \beta_{30Y} \in [0,1] \\ 0.8 \leq \beta_{3M} + \beta_{6M} + \dots + \beta_{30Y} \leq 1 \end{split}$$

估计出这些β系数之后,债基在这段时间的平均久期估计为:

$$Duration = \beta_{3M} \times 0.25Y + \beta_{6M} \times 0.5Y + \dots + \beta_{30Y} \times 30Y$$

这里我们同样也介绍和使用指数回归法当作对照:取中债-新综合指数各个剩余期限的子指数(1年以下、1-3年、3-5年、5-7年、7-10年、10年以上),记它们的日收益率为 $\{R_{<1Y}, R_{1-3Y}, R_{3-5Y}, R_{5-7Y}, R_{7-10Y}, R_{>10Y}\}$ 。则进行如下回归:

$$R_t = \alpha + \beta_{<1Y} R_{<1Y} + \beta_{1-3Y} R_{1-3Y} + \dots + \beta_{>10Y} R_{>10Y} + \epsilon_t$$

因为这里将债基拆分成几个子指数的收益,因此回归系数同样需要满足如下的约束:

$$\beta_{<1Y},\beta_{1-3Y},\dots,\beta_{>10Y}\in[0,1]$$



$$0.8 \leq \beta_{<1Y} + \beta_{1-3Y} + \dots + \beta_{>10Y} \leq 1$$

估计出这些 β 系数之后,同时取它们在t期的久期,债基在t期的久期估计为:

$$Duration_t = \beta_{<1Y} \times Dur_{<1Y,t} + \beta_{1-3Y} \times Dur_{1-3Y,t} + \dots + \beta_{>10Y} \times Dur_{>10Y,t}$$

我们对上述样本,我们采用滚动回归的方法,每个月末取往前的N日作为回归样本,进而对久期进行估计。因为年报和半年报会披露久期的真实值,因此可以衡量估计值和真实值之间的差异从而评估估计方法的好坏。我们采用均方根误差(RMSE)作为评价函数,此指标越小,代表着估计的误差越小:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} (Dur_i - Dur_{est,i})^2}$$

这里的窗口期N越大,估计的时间跨度越长,可能会造成久期估计值的偏误,而窗口期N越小,又会降低回归的统计显著性,因此我们尝试了N=20-100的情况,结果如下表所示:

表 7: 因子回归法与指数回归法所估计久期的 RMSE

	因子回归法	指数回归法
窗口期=20	0.980	1.232
窗口期=30	0.950	1.207
窗口期=40	0.915	1.200
窗口期=50	0.895	1.160
窗口期=60	0.890	1.181
窗口期=70	0.881	1.160
窗口期=80	0.869	1.136
窗口期=90	0.869	1.141
窗口期=100	0.868	1.142

资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

可以看到,相较于指数回归法,因子回归法的估计误差明显较小,说明因子法更准确地估计出债基的久期。当窗口期达到80天后,整体偏差维持在相对较低的水平,从保证估计久期实时性和估计误差的角度综合考虑,80天是合意的回归窗口期。

进一步的,我们使用80天作为回归窗口期,统计上述样本的久期中位数,月度跟踪全市场的中长期债基的久期情况,结果如下图所示:



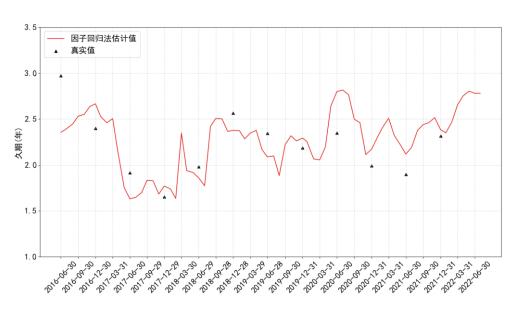


图 17: 筛选后的中长期债基样本的中位数估计

资料来源:东方证券研究所 & Wind 资讯

四、总结

本文借鉴Ben Slimane, M., et al (2018),构造了中国债券市场的风险模型,将中国债券的系统性风险分为利率风险和信用风险,与传统的Campisi模型不同,本文从回归的角度计算隐含的风险因子回报率。

对于任何一个债券或者债券组合,我们均可以计算其每个风险因子对整体的收益贡献 (holding based analysis),同样对于一个债券组合的净值,也可以通过回归的方式近似估算出它的风险暴露情况(return based analysis)。

同时,基于净值的时间序列回归也可以帮助我们估计中长期债券基金的久期水平,结果显示,相较于对指数做回归的方法,对关键期限因子回归所估计的误差更小,推荐投资者使用。

参考海外市场对风险模型的运用,风险模型对债券组合风险预测、组合优化、指数化投资等方面 也有较好的应用价值,对此,我们也将继续做更深入的探索。

风险提示

- 1. 量化模型基于历史数据分析,未来存在失效风险,建议投资者紧密跟踪模型表现。
- 2. 极端市场环境可能对模型效果造成剧烈冲击,导致收益亏损。



参考文献

- [1] Ben Slimane, M., et al. "Traditional and alternative factors in investment grade corporate bond investing." *Work. Pap* 78 (2019): 2018.
- [2] Ben Dor, Arik, et al. "DTS (duration times spread)." *Journal of Portfolio Management, Winter* (2007).
- [3] Adrian, Tobias, Richard K. Crump, and Emanuel Moench. "Pricing the term structure with linear regressions." *Journal of Financial Economics* 110.1 (2013): 110-138.
- [4] Ang, Andrew, Monika Piazzesi, and Min Wei. "What does the yield curve tell us about GDP growth?." *Journal of econometrics* 131.1-2 (2006): 359-403.
- [5] Sheikh, Aamir. "BARRA's risk models." Barra Research Insights (1996): 1-24.
- [6] Nelson, Charles R., and Andrew F. Siegel. "Parsimonious modeling of yield curves." *Journal of business* (1987): 473-489.
- [7] Litterman, Robert, and Jose Scheinkman. "Common factors affecting bond returns." *Journal of fixed income* 1.1 (1991): 54-61.
- [8] Duffee, Gregory R. "Term premia and interest rate forecasts in affine models." *The Journal of Finance* 57.1 (2002): 405-443.
- [9] Fabozzi, Frank J. Fixed income analysis. Vol. 6. John Wiley & Sons, 2007.
- [10] Dynkin, Lev, et al. "Quantitative management of bond portfolios." *Quantitative Management of Bond Portfolios*. Princeton University Press, 2020.
- [11] Owyong, David T., and Anand S. Iyer. "Risk characteristics of emerging market bonds." *MSCI Barra Research Paper* 2010-11 (2010).
- [12] Kercheval, A., Goldberg, L. R., & Breger, L. (2003). Modeling credit risk. The Journal of Portfolio Management, 29(2), 90-100.



分析师申明

每位负责撰写本研究报告全部或部分内容的研究分析师在此作以下声明:

分析师在本报告中对所提及的证券或发行人发表的任何建议和观点均准确地反映了其个人对该证券或发行人的看法和判断;分析师薪酬的任何组成部分无论是在过去、现在及将来,均与其在本研究报告中所表述的具体建议或观点无任何直接或间接的关系。

投资评级和相关定义

报告发布日后的 12 个月内的公司的涨跌幅相对同期的上证指数/深证成指的涨跌幅为基准;

公司投资评级的量化标准

买入:相对强于市场基准指数收益率 15%以上;

增持:相对强于市场基准指数收益率 5%~15%;

中性:相对于市场基准指数收益率在-5%~+5%之间波动;

减持:相对弱于市场基准指数收益率在-5%以下。

未评级 —— 由于在报告发出之时该股票不在本公司研究覆盖范围内,分析师基于当时对该股票的研究状况,未给予投资评级相关信息。

暂停评级 —— 根据监管制度及本公司相关规定,研究报告发布之时该投资对象可能与本公司存在潜在的利益冲突情形;亦或是研究报告发布当时该股票的价值和价格分析存在重大不确定性,缺乏足够的研究依据支持分析师给出明确投资评级;分析师在上述情况下暂停对该股票给予投资评级等信息,投资者需要注意在此报告发布之前曾给予该股票的投资评级、盈利预测及目标价格等信息不再有效。

行业投资评级的量化标准:

看好:相对强于市场基准指数收益率5%以上;

中性:相对于市场基准指数收益率在-5%~+5%之间波动;

看淡:相对于市场基准指数收益率在-5%以下。

未评级:由于在报告发出之时该行业不在本公司研究覆盖范围内,分析师基于当时对该行业

的研究状况,未给予投资评级等相关信息。

暂停评级:由于研究报告发布当时该行业的投资价值分析存在重大不确定性,缺乏足够的研究依据支持分析师给出明确行业投资评级;分析师在上述情况下暂停对该行业给予投资评级信息,投资者需要注意在此报告发布之前曾给予该行业的投资评级信息不再有效。



免责声明

本证券研究报告(以下简称"本报告")由东方证券股份有限公司(以下简称"本公司")制作及发布。

。本公司不会因接收人收到本报告而视其为本公司的当然客户。本报告的全体 接收人应当采取必要措施防止本报告被转发给他人。

本报告是基于本公司认为可靠的且目前已公开的信息撰写,本公司力求但不保证该信息的准确性和完整性,客户也不应该认为该信息是准确和完整的。同时,本公司不保证文中观点或陈述不会发生任何变更,在不同时期,本公司可发出与本报告所载资料、意见及推测不一致的证券研究报告。本公司会适时更新我们的研究,但可能会因某些规定而无法做到。除了一些定期出版的证券研究报告之外,绝大多数证券研究报告是在分析师认为适当的时候不定期地发布。

在任何情况下,本报告中的信息或所表述的意见并不构成对任何人的投资建议,也没有考虑到个别客户特殊的投资目标、财务状况或需求。客户应考虑本报告中的任何意见或建议是否符合其特定状况,若有必要应寻求专家意见。本报告所载的资料、工具、意见及推测只提供给客户作参考之用,并非作为或被视为出售或购买证券或其他投资标的的邀请或向人作出邀请。

本报告中提及的投资价格和价值以及这些投资带来的收入可能会波动。过去的表现并不代表未来的表现,未来的回报也无法保证,投资者可能会损失本金。外汇汇率波动有可能对某些投资的价值或价格或来自这一投资的收入产生不良影响。那些涉及期货、期权及其它衍生工具的交易,因其包括重大的市场风险,因此并不适合所有投资者。

在任何情况下,本公司不对任何人因使用本报告中的任何内容所引致的任何损失负任何责任,投资者自主作 出投资决策并自行承担投资风险,任何形式的分享证券投资收益或者分担证券投资损失的书面或口头承诺均 为无效。

本报告主要以电子版形式分发,间或也会辅以印刷品形式分发,所有报告版权均归本公司所有。未经本公司事先书面协议授权,任何机构或个人不得以任何形式复制、转发或公开传播本报告的全部或部分内容。不得将报告内容作为诉讼、仲裁、传媒所引用之证明或依据,不得用于营利或用于未经允许的其它用途。

经本公司事先书面协议授权刊载或转发的,被授权机构承担相关刊载或者转发责任。不得对本报告进行任何 有悖原意的引用、删节和修改。

提示客户及公众投资者慎重使用未经授权刊载或者转发的本公司证券研究报告,慎重使用公众媒体刊载的证券研究报告。

东方证券研究所

地址: 上海市中山南路 318 号东方国际金融广场 26 楼

电话: 021-63325888 传真: 021-63326786 网址: www.dfzq.com.cn