

债券基金业绩归因之 Campisi 模型

华泰研究

2021 年 4 月 10 日 | 中国内地

深度研究

研究员	林晓明
SAC No. S0570516010001	linxiaoming@htsc.com
SFC No. BPY421	+86-755-82080134
研究员	黄晓彬, PhD
SAC No. S0570516070001	huangxiaobin@htsc.com
SFC No. BQW518	+86-755-23950493
研究员	张泽
SAC No. S0570520090004	zhangze@htsc.com
	+86-755-82493656

全文摘要

本文介绍 Campisi 模型业绩归因分析的原理和实现步骤, 并利用该模型对纯债型基金进行实证研究。Campisi 模型将纯债型基金的总收益和超额收益分解为收入、国债、利差和择券等四种效应。通过详细分析基金久期等重要参数的估计方法和业绩比较基准的选取标准, 我们提供了一套该模型在实践中可行的应用方案。通过对我国公募纯债型基金的 Campisi 模型业绩归因分析, 我们发现收入效应是纯债型基金总收益率主要且稳定的来源, 不同基金之间的收益差异主要取决于择券效应, 因此我们认为在对纯债型基金进行优选时应当关注择券效应。

Campisi 模型可利用持仓数据对纯债型基金进行业绩归因分析

Campisi 模型是一种基于持仓数据对纯债型基金进行业绩归因分析的模型。通过将基金和基准两个组合的总收益率分别拆解为收入、国债、利差和择券效应 (其中基准总收益率的择券效应恒为零), 并将两个组合对应的效应相减, 可以得出基金总收益率和超额收益率的来源, 从而实现对基金经理投资能力的定量评价。总收益率的归因中, 收入效应代表票息收入提供的收益率, 国债和利差效应分别代表无风险利率降低和信用利差收缩提供的收益率, 择券效应代表主动择券提供的收益率。超额收益率的归因中, 四个效应代表基金各效应相对基准各效应产生的超额收益率。

进行业绩归因分析前需要先估计基金久期等重要参数并确定业绩比较基准

我们详细分析了基金期初久期等模型重要参数的估计方法和业绩比较基准的选取标准, 包括根据利率债占比进行基金归类、根据前五大重仓券占比选择持仓法或净值法估计基金期初久期、结合基金类型与期初久期选取业绩比较基准、持仓法估计基金票息率和面值、债券定价公式推算基准面值等, 在此基础上形成了一套 Campisi 模型在实践中完整可行的应用方案。

以两只基金为例进行业绩归因实证研究, 分别用持仓法和净值法估计久期

我们选取了两只纯债型基金作为 Campisi 模型业绩归因分析的示例。基金 A 前五大重仓券即为全部持仓, 我们用各重仓券的久期、价格与持仓数量信息估计其期初久期。基金 B 前五大重仓券占债券投资组合的市值比例低于 30%, 我们将其日度收益率序列与一系列债券指数回归, 以估计基金的期初久期。业绩归因分析结果显示, 两只基金总收益率的最大来源都是收入效应。

纯债型基金总收益率的主要来源是收入效应, 择优时应当关注择券效应

我们对全市场纯债型基金进行了多个季度的 Campisi 模型业绩归因分析, 发现收入效应是纯债型基金总收益率主要且稳定的来源, 其大小约为每季度 1%, 但不同基金之间收入效应的差异并不大。不同基金之间总收益率和总阿尔法的差异均主要取决于择券效应, 因此我们认为纯债型基金的择优应当关注择券效应。据此, 我们基于业绩归因结果筛选出了 24 只择券效应优异且稳定的基金, 其中有 3/4 的基金在 2021 年以来 (截至 3 月 25 日) 的总收益率位于全体基金的前 1/3, 证明了根据择券效应进行择优的可行性和有效性。

风险提示: 模型是历史经验的总结, 如果市场规律改变, 存在模型归因能力滞后、甚至模型彻底失效的可能; 报告中的各类基金只是作为常见基金的举例, 并不能完全代表中国或全球市场全部基金的情况, 请投资者谨慎、理性看待。

正文目录

Campisi 业绩归因模型的收益分解原理和实现步骤	4
Campisi 模型将债券组合收益来源分解为收入、国债、利差、择券四个效应	4
估计债基久期等参数、确定业绩比较基准，分项对比获得业绩归因结果	5
先将基金归类为利率债基金或信用债基金，估计期初久期并选取合适的业绩比较基准	6
估计基准组合的面值和国债收益率变化，将总收益分解为收入、国债、利差效应	7
将基金组合与基准组合的各效应相减，可得超额收益的业绩归因结果	8
公募纯债型基金 Campisi 模型业绩归因分析实证示例	10
利率债基金 A 持仓集中，可用重仓券的平均久期估计基金组合的久期	10
根据前五大重仓券的持仓数据估计基金的期初久期、票息、面值等参数	10
2020Q2 利率上行，基金 A 国债效应较弱，但择券效应突出	11
信用债基金 B 前五大重仓券占比较低，需用回归法估计久期后选取比较基准	12
将基金净值与各债指的回归系数作为权重，加权求和估算基金的期初久期	12
2020Q3 基金 B 票息收入优异，相对基准更短的久期使其具有正向的国债阿尔法	13
全市场公募纯债型基金 Campisi 模型业绩归因结果统计分析	15
收入效应是最主要且稳定的收益来源，国债效应是收益波动的主要影响因素	15
择券是债券基金阿尔法的主要来源，各基金择券阿尔法的差异较大	17
全市场择券效应优异且稳定的公募纯债型基金	19
风险提示	20
附录：修正久期与债券价格关系的详细推导过程	21

图表目录

图表 1: Campisi 模型业绩归因分析框架图	4
图表 2: Campisi 模型业绩归因分析完整步骤示意	6
图表 3: 纯债型基金业绩比较基准选取标准	6
图表 4: 基准选取和期初久期估计流程图	7
图表 5: Campisi 模型业绩归因分析参数运算逻辑框图	9
图表 6: 2020 年一季报基金 A 前五大重仓券信息	10
图表 7: Campisi 模型基金 A 业绩归因分析输入参数	11
图表 8: 2020 年二季度基金 A 业绩归因分析结果	12
图表 9: 2020 年 3 月 31 日至 2020 年 6 月 30 日国债收益率与政策性金融债利差走势	12
图表 10: 2020 年中报基金 B 前五大重仓券信息	12
图表 11: Campisi 模型基金 B 业绩归因分析输入参数	13
图表 12: 2020 三季度基金 B 业绩归因分析结果	14
图表 13: 2020 年 6 月 30 日至 2020 年 9 月 30 日国债收益率与信用债利差走势	14
图表 14: 各季度总收益率及其各效应均值的时间序列（单位：%）	15
图表 15: 各季度收入、国债、利差、择券效应标准差的时间序列（单位：%）	16
图表 16: 总收益率及其各效应均值的相关系数矩阵	16

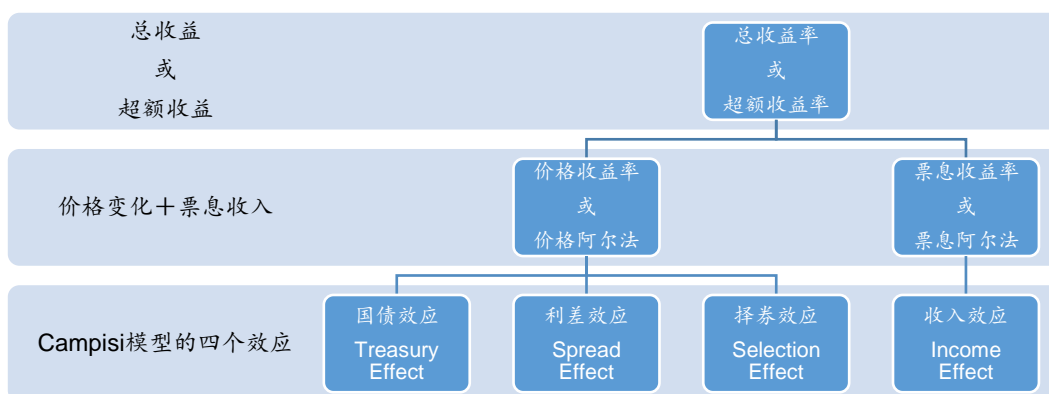
图表 17: 2020 年四季度总收益率及其各效应的相关系数矩阵.....	17
图表 18: 各季度总阿尔法及其各效应均值的时间序列 (单位: %)	17
图表 19: 研究期内各季度总阿尔法均值及其假设检验与跑赢基准的基金数量统计.....	18
图表 20: 总阿尔法及其各效应均值相关系数矩阵	18
图表 21: 2020 年四季度总阿尔法及其各效应的相关系数矩阵.....	19
图表 22: 各季度收入、国债、利差、择券阿尔法标准差的时间序列 (单位: %)	19
图表 23: 择券效应优异且稳定的纯债型基金列表 (截至 2021/3/25)	20

Campisi 业绩归因模型的收益分解原理和实现步骤

在基金业绩归因的理论研究和实际应用中，由于股票和债券在投资期限、收益特征、交易市场、定价方式和影响价格变动的因素等诸多方面有较大差异，因此股票型和混合型基金常用的 Brinson 模型并不适用于纯债型基金。对此，Stephen Campisi 在 2000 年发表的《Primer on Fixed Income Performance Attribution》一文中提出了专门用于纯债型基金业绩归因分析的 Campisi 模型。

Campisi 模型认为，纯债型基金的收益来自其持仓中债券的价格变化和票息收入两大部分，其中价格变化可进一步用无风险利率和信用利差的变化来解释。模型的核心思想就是根据基金和基准两个债券组合的持仓数据，将基金和基准的总收益率以及基金相对基准的超额收益率（本文余下部分的“总阿尔法”都指代基金相对基准的超额收益率）分解为四个部分：收入效应、国债效应、利差效应和择券效应。四个效应基本涵盖了票息率、无风险利率、信用利差和主动择券等影响纯债型基金收益率的各类因素。

图表1：Campisi 模型业绩归因分析框架图



资料来源：华泰研究

Campisi 模型将债券组合收益来源分解为收入、国债、利差、择券四个效应

一般情况下，持有债券所获得的收入来源于两个部分：价格变化和票息收入，其中价格变化在债券资产上可以被进一步分解。下面我们从单只债券开始，逐步对债券基准组合和基金组合的收益进行分解，详细介绍 Campisi 业绩归因模型的核心思想。

(1) 单只债券

首先考虑买入单只债券并持有一段时间后卖出，得到的总收益率为期间的票息收益率（票息收入除以买入价格）和价格收益率（价格变化除以买入价格）之和。记债券价格为 P ，到期收益率为 y ，修正久期（本文余下部分的“久期”都特指修正久期）为 D ，则根据债券定价公式可得（详细推导参见附录）：

$$\frac{\partial P}{\partial y} = -D \times P \Rightarrow \frac{\Delta P}{P} \approx -D \times \Delta y$$

也就是说，到期收益率的变化乘以负修正久期的积近似等于债券价格的变化率。而到期收益率 y 为无风险利率（一般用国债收益率代表）和信用利差之和，于是其变化 Δy 就等于无风险利率变化和信用利差变化之和。因此，债券价格的变化率就被无风险利率变化和信用利差变化两个因素所解释：

$$\begin{aligned} \text{债券价格变化率} &= -\text{期初久期} \times \text{到期收益率变化} \\ &= -\text{期初久期} \times \text{国债收益率变化} + (-\text{期初久期}) \times \text{信用利差变化} \end{aligned}$$

于是，单只债券的总收益率被分解成了票息收益率、无风险利率降低所提供的收益率和信用利差收缩所提供的收益率三部分，分别称为收入效应、国债效应和利差效应：

$$\begin{aligned} \text{总收益率} &= \text{票息收益率} + \text{债券价格变化率} \\ &= \text{票息收益率} + (-\text{期初久期}) \times \text{国债收益率变化} + (-\text{期初久期}) \times \text{信用利差变化} \end{aligned}$$

(2) 基准组合

接下来，在购买多只债券形成债券基金组合时，如果需要对基金超额收益率（即总阿尔法）进行业绩归因分析，或者希望计算主动择券对基金总收益率的贡献，那么就需要先对其业绩比较基准（通常为某债券指数，后文中“基准组合”与“债券指数”认为是等价的）进行业绩归因分析。我们可以按照与单只债券相同的收益分解方法将债券指数的总收益率分解为收入效应、国债效应和利差效应三部分。

理论上组合的票息、期初久期、信用利差等参数等于各成分债券相应参数的平均值。但一般来说债券指数的成分券数量较多，平均信用利差难以直接计算。此外，考虑到模型参数估计过程和价格变化率用久期进行一阶近似时存在一定误差，直接计算得到的三个效应之和通常也不会与实际总收益率严格相等。因此对业绩比较基准进行归因分析时，利差效应一般采用总收益率减去收入效应和国债效应的方法倒算得到。此时利差效应不仅反映了信用利差变化所提供的收益率，还起到了配平总收益率分解等式的作用。

(3) 基金组合

下面我们对基金组合进行总收益率的分解。基金组合的收入效应和国债效应计算方法与基准组合的方法相同，但是利差效应不再是由总收益率减去收入效应和国债效应倒算得到；而是用基准组合的利差效应除以其负期初久期得到基准组合的利差变化（用以估计基金组合的利差变化），再乘以基金组合的负期初久期，从而计算出基金组合的利差效应：

$$\begin{aligned} \text{基金组合的利差效应} &= -\text{基金组合的期初久期} \times \frac{\text{基准组合利差效应}}{-\text{基准组合的期初久期}} = \\ &= \text{基金组合的期初久期} \times \frac{\text{基准组合利差效应}}{\text{基准组合的期初久期}} \end{aligned}$$

同样，此时基金组合的收入、国债、利差三个效应加起来通常也不会严格等于总收益率。除了参数估计和久期近似的误差以外，更重要的是收入、国债、利差三个效应并没有反映出基金经理优选个券对收益产生的影响。因此，在基金组合总收益率分解时，Campisi 模型进一步引入了择券效应的概念，它反映了基金经理优选个券所产生的收益率。

$$\text{择券效应} = \text{基金组合总收益率} - \text{收入效应} - \text{国债效应} - \text{利差效应}$$

(4) 阿尔法

最后将纯债型基金的各个效应减去其基准组合的对应效应，就可以得到基金的超额收益率在四个效应上的归因结果。基准组合没有择券效应，可视为其择券效应恒为零。

$$\text{收入效应阿尔法} = \text{基金收入效应} - \text{基准收入效应}$$

$$\text{国债效应阿尔法} = \text{基金国债效应} - \text{基准国债效应}$$

$$\text{利差效应阿尔法} = \text{基金利差效应} - \text{基准利差效应}$$

$$\text{择券效应阿尔法} = \text{基金择券效应}$$

估计债基久期等参数、确定业绩比较基准，分项对比获得业绩归因结果

前文介绍了 Campisi 模型的收益分解原理与核心思想，本节我们结合实际，介绍业绩比较基准的具体选取规则和部分重要输入参数的估计，进而提供 Campisi 模型在实践中完整可行的应用方案，操作步骤如下图所示：

图表2：Campisi 模型业绩归因分析完整步骤示意
第一步：重要参数估计与业绩基准选取

- 持仓法估计基金票息率
- 根据利率债占债券投资组合市值是否 >50% 归类为利率债基金或信用债基金
- 根据前五大重仓券占债券投资组合市值是否 >30% 选择持仓法或净值法估计期初久期
- 根据期初久期和基金类型选取基准指数
- 基金组合的面值和基准组合的面值分别用持仓法估计和债券定价公式倒推

第二步：基准总收益率分解

- 债券指数业绩归因分析时所需用到的大多数参数可从 Wind 获取
- 其他需要估计的参数已经在第一步完成

第三步：基金总收益率分解

- 利差变化在第二步中基准总收益率分解完成后推算得到
- 其他需要事先估计的参数已经在第一步完成

第四步：阿尔法分解

- 基金和基准各效应相减即可

资料来源：华泰研究

先将基金归类为利率债基金或信用债基金，估计期初久期并选取合适的业绩比较基准

对纯债型基金进行业绩归因分析时，需要明确其业绩比较基准，以及计算国债效应和利差效应时需要用到的基金期初久期数据。虽然债券基金一般会在产品说明书中指明业绩比较基准，但是诸如“中证全债”“中债-新综合总财富指数”等常用的业绩比较基准的反映的是债券市场整体的表现，并不一定能准确反映基金实际的久期、信用等信息，从而影响 Campisi 模型归因分析的结果。除此以外，纯债型基金的期初久期并不会在定期报告中公布，需要对其进行研究估计。所以基准选取和期初久期估计都需要在进行 Campisi 业绩归因分析前完成。以下给出本文对二者的处理方法。

图表3：纯债型基金业绩比较基准选取标准

期初久期	利率债基金	信用债基金
$D < 1$	中债-总财富（1-3 年）指数（CBA00321.CS）	中债-信用债总财富（1 年以下）指数（CBA02711.CS）
$1 \leq D < 3$	中债-总财富（1-3 年）指数（CBA00321.CS）	中债-信用债总财富（1-3 年）指数（CBA02721.CS）
$3 \leq D < 5$	中债-总财富（3-5 年）指数（CBA00331.CS）	中债-信用债总财富（3-5 年）指数（CBA02731.CS）
$5 \leq D < 7$	中债-总财富（5-7 年）指数（CBA00341.CS）	中债-信用债总财富（5-7 年）指数（CBA02741.CS）
$7 \leq D < 10$	中债-总财富（7-10 年）指数（CBA00351.CS）	中债-信用债总财富（7-10 年）指数（CBA02751.CS）
$D \geq 10$	中债-总财富（10 年以上）指数（CBA00361.CS）	中债-信用债总财富（10 年以上）指数（CBA02761.CS）

资料来源：Wind，华泰研究

首先，如果基金中利率债（即国债、央行票据和政策性金融债）占债券投资组合的市值比例大于 50%，我们就将该基金归类为利率债基金，否则为信用债基金。利率债基金所采用的业绩比较基准在中债-总财富指数系列中选取，信用债基金则在中债-信用债总财富指数系列中选取。

其次，要估计基金的期初久期，我们需要根据前五大重仓券的市值占比高低来决定使用持仓法或净值法进行估计。如果基金前五大重仓券占债券投资组合市值的比例大于 30%，使用持仓法，即用前五大重仓券的市值加权平均久期作为基金期初久期的估计。持仓法本质上是用部分（前五大重仓券）近似估计整体（基金），所以此处和下文所有使用持仓法之处，加权平均时的权重均是各重仓券持仓相对前五大重仓券持仓，而不是各重仓券持仓相对基金整体持仓。记前五大重仓券的市值权重分别为 w_1, \dots, w_5 ，持仓数量分别为 V_1, \dots, V_5 ，期初价格为 P_1, \dots, P_5 ，期初久期分别为 D_1, \dots, D_5 ，则基金的期初久期估计值 \bar{D} 为：

$$\bar{D} = \sum_{i=1}^5 w_i D_i, \quad \text{其中 } w_i = \frac{P_i V_i}{\sum_{j=1}^5 P_j V_j}$$

如果前五大重仓券市值占比小于等于 30%，使用净值法估计期初久期，即将业绩分析期内基金的日度收益率与各期限下的债券指数做线性回归，再以回归系数作为权重对各个指数的期初久期求和，便得到基金期初久期的估计值。

举例来说，假设某利率债基金前五大重仓券占债券投资组合市值的比例为 25%，那么就需要使用净值法估计其期初久期。利率债基金线性回归时的自变量为中债-总财富指数系列，包括中债-总财富（1-3 年）指数、中债-总财富（3-5 年）指数、中债-总财富（5-7 年）指数、中债-总财富（7-10 年）指数、中债-总财富（10 年以上）指数共 5 个分期限的子指数。记该基金日度收益率为 R ，5 个子指数日度收益率分别为 R_1, \dots, R_5 、期初久期为 D_1, \dots, D_5 ，那么，我们估计线性回归方程：

$$R = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i R_i + \varepsilon$$

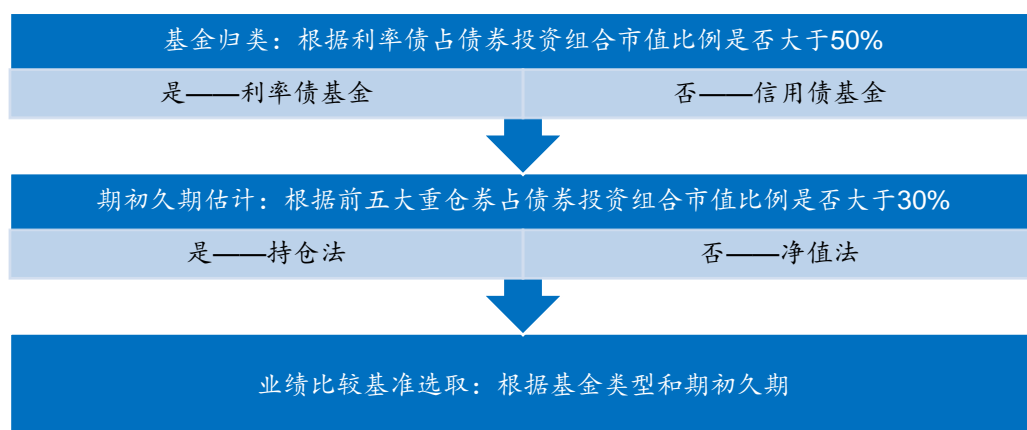
得到回归系数 $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_5$ 后，就可以计算基金期初久期估计值 \hat{D} ：

$$\hat{D} = \sum_{i=1}^5 \hat{\beta}_i D_i$$

被归类为信用债的基金用持仓法估计期初久期时计算逻辑与此完全相同，但中债-信用债总财富指数系列中除了与中债-总财富指数系列相对应的 5 个分期限子指数以外，还多了中债-信用债总财富（1 年以下）指数，总共有 6 个子指数，因此回归方程中有 6 个自变量。

最后，结合利率债或信用债的归类结果和基金期初久期的估计值，按照图表 3 选取业绩比较基准。假设前述净值法例子中的基金期初久期估计值为 3.45 年，就选择中债-总财富（3-5 年）指数作为其基准。

图表4： 基准选取和期初久期估计流程图



资料来源：华泰研究

估计基准组合的面值和国债收益率变化，将总收益分解为收入、国债、利差效应

选定基准组合之后，需要对基准组合进行业绩归因分析，将其总收益率分解为收入、国债、利差三个效应。

收入效应 = 票息率 × 面值 × 持有时长 ÷ 买入价格。票息率 × 面值 × 持有时长即为该组合在持有期间产生的票息收入。票息率数据来自 Wind；持有时长以年为单位，本文采取季频，因此持有时长均取 0.25；对于债券指数而言，买入价格就是期初点位。但是债券指数的面值数据中债公司并不公布，需要另行估计，方法可由公式推导计算，债券定价公式原本是给定面值 F 、票息率 c 、到期收益率 y 和剩余期限 T ，其中 N 是 T 的整数部分， m 是 T 的小数部分，计算价格 P ：

$$P = \sum_{i=0}^N \frac{cF}{(1+y)^{i+m}} + \frac{F}{(1+y)^{N+m}}$$

那么已知票息率 c 、买入价格 P 、到期收益率 y 和剩余期限 T （数据均可从 Wind 获取）就能推算出面值的估计值 \hat{F} ：

$$\hat{F} = P(1+y)^m \times \left[\frac{c}{y} + c + \left(1 - \frac{c}{y}\right) \frac{1}{(1+y)^N} \right]^{-1}$$

国债效应 = - 期初久期 × 国债收益率变化。债券指数的期初久期数据来自 Wind。计算国债收益率变化时，在持有期末和期初两条国债收益率曲线上分别找到期限与期初久期相对应的国债收益率并作差即可。理论上一条“国债收益率曲线”是由从隔夜到 50 年共 21 个离散的、标准期限的国债收益率插值得到的，具体的插值方法有多种，本文中我们采用较为简便的分段线性插值法。比如，指数期初久期为 1.3 年，则其左右两边最近的两个标准期限为 1 年和 2 年。1 年期、2 年期国债收益率分别为 2%、2.5%，那么 1.3 年期的国债收益率估计为：

$$2\% + \frac{2.5\% - 2\%}{2 - 1} \times (1.3 - 1) = 2.15\%$$

利差效应 = 总收益率 - 收入效应 - 国债效应，基准利差变化 = 利差效应 ÷ (- 期初久期)。总收益率应该包含票息但不包含其再投资收益，可是严格符合这一条件的指数总收益率数据无法获取。本文选取的中债财富指数（同时包含票息及其再投资收益）相对净价和全价指数来说更接近这一条件。因而在实际分析时可以用财富指数期末相对期初的点位变化率作为总收益率。最后推算基准利差变化，为基金业绩归因分析计算利差效应做准备。

将基金组合与基准组合的各效应相减，可得超额收益的业绩归因结果

对于基金组合来说，收入效应和国债效应的计算公式与基准组合相同，此处不再赘述，只针对几个计算细节有差异的重要参数进行说明：买入价格为基金期初单位净值；期初久期在选取业绩比较基准时已完成估计；票息率和面值使用持仓法估计。

注意无论前五大重仓券占债券投资组合的市值比例是否大于 30%，票息率和面值的估计都只能使用持仓法，不能使用净值法。净值法可适用于期初久期估计的根本原因在于基金和指数的收益率同时受系统性风险的影响，而期初久期是债券系统性风险暴露大小的重要衡量指标，所以基金和各个指数的期初久期存在相关关系。但是基金的票息率和面值与各个指数的票息率和面值之间不存在这种内在联系，因而净值法不适用于票息率和面值的估计。

记前五大重仓券的票息率分别为 c_1, \dots, c_5 ，面值为 F_1, \dots, F_5 ，持仓数量为 V_1, \dots, V_5 ，期初价格为 P_1, \dots, P_5 ，持仓面值权重为 f_1, \dots, f_5 ，持仓市值权重为 w_1, \dots, w_5 。同样，面值权重和市值权重都是各重仓券持仓相对前五大重仓券持仓而不是相对基金整体持仓。 f_1, \dots, f_5 和 w_1, \dots, w_5 可使用前五大重仓券各自的期初持仓数量、价格和面值计算得到：

$$f_i = \frac{F_i V_i}{\sum_{j=1}^5 F_j V_j}, \quad w_i = \frac{P_i V_i}{\sum_{j=1}^5 P_j V_j}$$

通常情况下债券的面值为 100.00 元，但是少数债券会在到期之间提前偿还部分本金，因此直接用持仓数量来计算面值可能会导致错误。记基金期初单位净值（即买入价格）为 P ，则基金票息率估计值 \hat{c} 、面值估计值 \hat{F} 分别为：

$$\hat{c} = \sum_{i=1}^5 f_i c_i, \quad \hat{F} = \sum_{i=1}^5 \frac{w_i P}{P_i} F_i$$

上面两式的含义是，基金票息率用前五大重仓券票息率的面值加权平均票息率估计；对于基金面值， $w_i P$ 表示期初单位净值中投资于重仓券 i 的金额， $\frac{w_i P}{P_i}$ 为这部分金额对应重仓券 i 的数量， $\frac{w_i P}{P_i}$ 乘以 F_i 为期初单位净值中含有重仓券 i 的面值，最后把期初单位净值中含有各重仓券面值相加就得到基金的面值。

利差效应 = - 期初久期 × 基准利差变化。两个因数均已在前面的步骤中得到。

择券效应 = 总收益率 - 收入效应 - 国债效应 - 利差效应。与基准一样，总收益率应该包含票息但不包含其再投资收益，不过 Wind 提供了纯债型基金符合该条件的区间收益率。如果该数据无法获得，在研究期较短的情况下，也可采用复权单位净值的变化计算总收益率。

最后，基金和基准组合的四个效应对减，将基金的超额收益率分解到四个效应阿尔法上：

收入效应阿尔法 = 基金收入效应 - 基准收入效应；

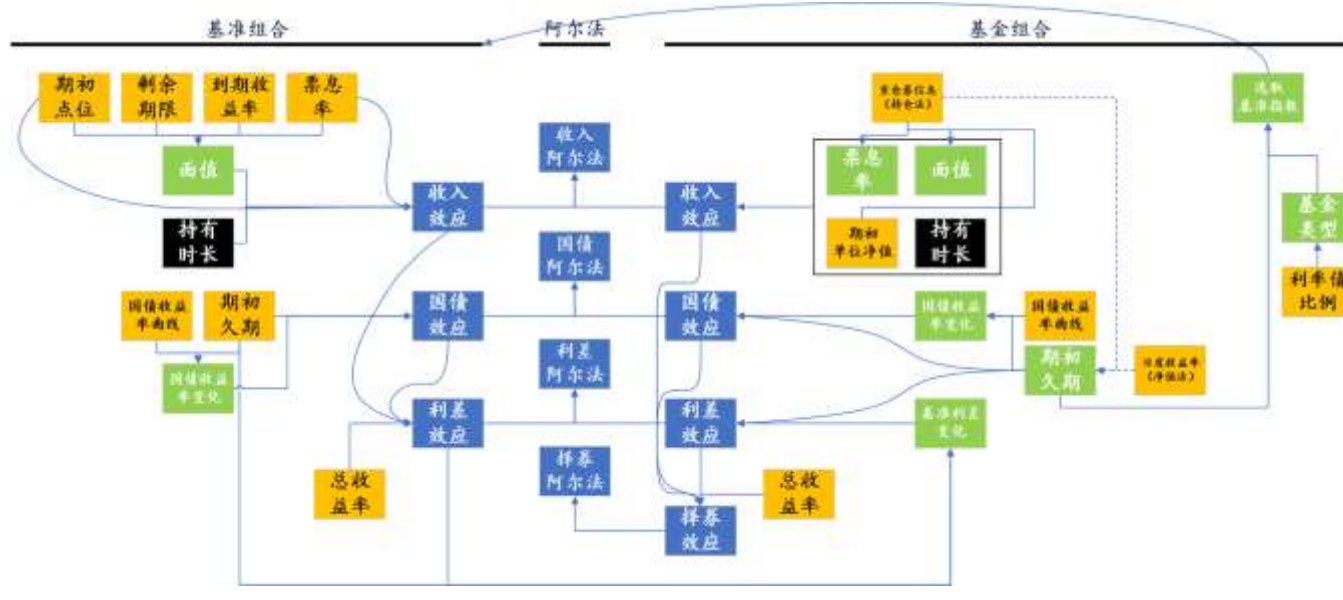
国债效应阿尔法 = 基金国债效应 - 基准国债效应；

利差效应阿尔法 = 基金利差效应 - 基准利差效应；

择券效应阿尔法 = 基金择券效应。

根据本节给出的 Campisi 模型应用方案，从各参数运算先后顺序以及层次逻辑的角度出发，我们可以将 Campisi 模型总结成下面的逻辑框图，以便读者能够直观把握该模型实际运用时的全貌。黄色方框表示可直接从 Wind 等数据库获取的参数；绿色方框表示无法直接获取、需要根据其他参数计算才能得到的参数；黑色方框表示主观设定并输入模型的参数；蓝色方框表示 Campisi 模型最后输出的结果。图中箭头表示运算关系，箭头起始方框的参数通过运算得到箭头指向方框的参数。

图表5：Campisi 模型业绩归因分析参数运算逻辑框图



资料来源：华泰研究

公募纯债型基金 Campisi 模型业绩归因分析实证示例

在详细介绍 Campisi 模型的收益分解原理和实践步骤后，我们运用 Campisi 模型对两只公募纯债型基金的业绩进行归因分析，计算并评价收入、国债、利差和择券四个效应对基金总收益率和总阿尔法的贡献。

利率债基金 A 持仓集中，可用重仓券的平均久期估计基金组合的久期

基金 A 是一只成立于 2019 年的中长期纯债型基金，2020 年一季报显示，基金 A 持仓中只有五只政策性金融债券。可见该基金属于利率债基金，且前五大重仓券即为全部持仓。我们以基金 A 为第一个示例，详细展示持仓法估计基金期初久期、票息率和面值的过程，并对该基金 2020 年二季度（2020 年 3 月 31 日至 2020 年 6 月 30 日）的业绩进行归因分析。

根据前五大重仓券的持仓数据估计基金的期初久期、票息、面值等参数

下表中列出了该基金 2020 年一季报前五大重仓券的相关信息：

图表6：2020 年一季报基金 A 前五大重仓券信息

序号	品种代码	品种简称	持仓数量（张）	占债券投资组合的 市值比例（%）	债券类型	期初价格（元）	期初面值（元）	期初久期（年）	票息率（%）
1	180409.IB	18 农发 09	300,000	47.64	政策银行债	106.05	100.00	1.11	4.24
2	180211.IB	18 国开 11	100,000	16.15	政策银行债	106.64	100.00	3.09	3.76
3	180412.IB	18 农发 12	100,000	15.76	政策银行债	102.94	100.00	1.58	3.30
4	160210.IB	16 国开 10	100,000	15.68	政策银行债	104.34	100.00	5.25	3.18
5	108602.SZ	国开 1704	30,760	4.77	政策银行债	103.82	100.00	0.05	3.89

资料来源：Wind，华泰研究

（1）基金归类：基金 A 的持仓全部为利率债，因此被归类为利率债基金。

（2）票息率：持仓法面值加权计算。将数据代入公式得到基金 A 的票息率为：

$$\hat{c} = \sum_{i=1}^5 f_i c_i = \frac{300,000 \times 100.00}{630,760 \times 100.00} \times 4.24\% + \dots + \frac{30,760 \times 100.00}{630,760 \times 100.00} \times 3.89\% = 3.8298\%$$

（3）期初久期：该基金前五大重仓券占基金债券投资组合的市值比例为 100.00%，即全部持仓，因此期初久期也应该用持仓法市值加权计算。同时，由于前五大重仓券就是全部持仓，使用持仓法估计基金 A 的票息率和期初久期时并不存在通常情况下持仓法“部分估计整体”的误差——不过这只是众多债券基金中的一个特例而已，仅为方便展示 Campisi 模型的应用过程。

使用各重仓券的持仓张数、期初价格即可计算出其市值权重，以第一大重仓券 18 农发 09（180409.IB）为例：

$$w_1 = \frac{P_1 V_1}{\sum_{j=1}^5 P_j V_j} = \frac{300,000 \times 106.05}{300,000 \times 106.05 + \dots + 30,760 \times 103.82} = 47.91\%$$

其他四只重仓券市值权重的计算同理。将数据代入公式得到基金 A 的期初久期为：

$$\hat{D} = \sum_{i=1}^5 w_i D_i = 47.91\% \times 1.11 + \dots + 4.81\% \times 0.0491 = 2.0982$$

（4）基准组合选取：结合基金类型（利率债基金）和期初久期（2.0982 年），我们选取的业绩基准为中债-总财富（1-3 年）指数。

(5) 基金面值：基金 A 期初单位净值为 1.0318，将其代入公式计算期初单位净值中含有各重仓券的面值，同样以第一大重仓券 18 农发 09 为例：

$$\frac{w_i P}{P_i} F_i = \frac{47.91\% \times 1.0318}{106.05} \times 100 = 0.4662$$

将期初单位净值中含有各重仓券的面值求和，得到基金 A 的面值：

$$\hat{F} = \sum_{i=1}^5 \frac{w_i P}{P_i} F_i = 0.4662 + \dots + 0.0478 = 0.9801$$

(6) 基准面值：中债-总财富（1-3 年）指数的期初点位 P 是 184.2913，到期收益率 y 为 2.0537%，平均剩余期限 T 为 1.9529 ($N = 1$, $m = 0.9529$)，平均票息率 c 为 3.5752%，将这些参数代入下列公式即可得到其面值为 178.8361。

$$\hat{F} = P(1+y)^m \times \left[\frac{c}{y} + c + \left(1 - \frac{c}{y}\right) \frac{1}{(1+y)^N} \right]^{-1}$$

2020Q2 利率上行，基金 A 国债效应较弱，但择券效应突出

在进行业绩归因分析之前，我们还需要计算基金 A 及其基准的总收益率，以及二者对应的国债收益率变化。从 2020 年 3 月 31 日至 2020 年 6 月 30 日，基金 A 总收益率为 0.2035%，基准总收益率为 -0.0887%；用 2020 年 6 月 30 日各期限的国债收益率减去 2020 年 3 月 31 日各期限的国债收益率，得到 2020 年二季度各期限国债收益率的变化。

基金 A 的期初久期为 2.0982，因此我们用 2 年期和 3 年期国债收益率线性插值计算得到基金对应的国债收益率变化为 0.3433%；其基准的期初久期为 1.8490，类似地用 1 年期和 2 年期插值得到基准对应的国债收益率变化为 0.3620%。至此，我们已得到 Campisi 模型所需的全部输入参数，总结在下表中。

图表7：Campisi 模型基金 A 业绩归因分析输入参数

输入参数	基金组合	
	基金 A	中债-总财富（1-3）年指数
期初久期（年）	2.0982	1.8490
票息率（%）	3.8298	3.5752
买入价格	1.0318	184.2913
总收益率（%）	0.2035	-0.0887
面值	0.9801	178.8361
国债收益率变化（%）	0.3433	0.3620
持有时长	0.25	0.25

资料来源：Wind，华泰研究

基准组合各效应计算如下：

收入效应 = 票息率 × 面值 × 持有时长 ÷ 买入价格 = $3.5752\% \times 178.8361 \times 0.25 \div 184.2913 = 0.8673\%$ ；

国债效应 = - 期初久期 × 国债收益率变化 = $-1.8490 \times 0.3620\% = -0.6693\%$ ；

利差效应 = 总收益率 - 收入效应 - 国债效应

= $-0.0887\% - 0.8673\% + 0.6693\% = -0.2868\%$ ；

基准利差变化 = - 利差效应 ÷ 期初久期 = $0.2868\% \div 1.8490 = 0.1551\%$ 。

基金 A 各效应计算如下：

收入效应 = 票息率 × 面值 × 持有时长 ÷ 买入价格 = $3.8298\% \times 0.9801 \times 0.25 \div 1.0318 = 0.9095\%$ ；

国债效应 = - 期初久期 × 国债收益率变化 = $-2.0982 \times 0.3433\% = -0.7202\%$ ；

利差效应 = - 期初久期 × 基准利差变化 = $-2.0982 \times 0.1551\% = -0.3254\%$ ；

$$\begin{aligned} \text{择券效应} &= \text{总收益率} - \text{收入效应} - \text{国债效应} - \text{利差效应} \\ &= 0.2035\% - 0.9095\% + 0.7202\% + 0.3254\% = 0.3397\% \end{aligned}$$

得到最终 Campisi 模型业绩归因分析结果：

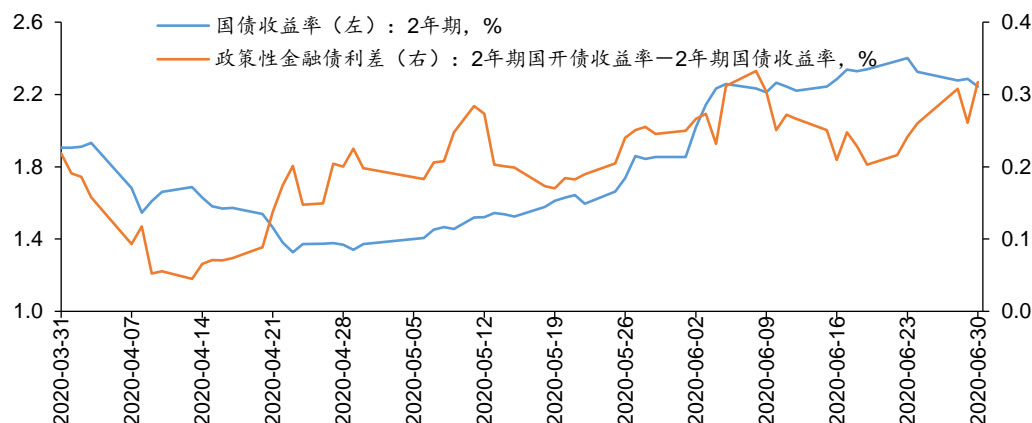
图表8： 2020 年二季度基金 A 业绩归因分析结果

效应	基金组合 基金 A	基准组合 中债-总财富 (1-3) 年指数	阿尔法
收入效应 (%)	0.9095	0.8673	0.0421
国债效应 (%)	-0.7202	-0.6693	-0.0510
利差效应 (%)	-0.3254	-0.2868	-0.0387
择券效应 (%)	0.3397	无	0.3397
总效应 (%)	0.2035	-0.0887	0.2922

资料来源：华泰研究

可见基金 A 在 2020 年二季度内总收益率的最大来源是收入效应 (0.9095%)，其次为择券效应 (0.3397%)；总阿尔法的最大来源是择券效应阿尔法 (0.3397%)，其次为收入效应阿尔法 (0.0421%)。如下图所示，研究期内受到疫情冲击国债收益率先走低后大幅回升，政策性金融债相对国债的利差也有小幅扩张。但基金 A 配置了相对其基准更长的久期，导致国债效应和利差效应对基金总收益率和总阿尔法都产生了负向影响。

图表9： 2020 年 3 月 31 日至 2020 年 6 月 30 日国债收益率与政策性金融债利差走势



资料来源：Wind，华泰研究

信用债基金 B 前五大重仓券占比较低，需用回归法估计久期后选取比较基准

基金 B 是一只成立于 2016 年的中长期纯债型基金，与基金 A 不同，基金 B 截至 2020 年 6 月 30 日的前五大重仓券占债券投资组合市值的比例低于 30%。我们以基金 B 为第二个示例，详细展示净值法估计期初久期的过程，并对其 2020 年三季度（2020 年 6 月 30 日至 2020 年 9 月 30 日）的业绩进行归因分析。

将基金净值与各债指的回归系数作为权重，加权求和估算基金的期初久期

下表中列出了该基金 2020 年中报前五大重仓券的相关信息：

图表10： 2020 年中报基金 B 前五大重仓券信息

序号	品种代码	品种简称	持仓数量 (张)	占债券投资组合的 市值比例 (%)	债券类型	期初价格 (元)	期初面值 (元)	期初久期 (年)	票息率 (%)
1	1680030.IB	16 泗阳债	300,000	5.0524	一般企业债	61.77	60.00	1.44	4.94
2	1680005.IB	16 产建双创专项债	200,000	3.3211	一般企业债	60.88	60.00	1.42	4.72
3	1680066.IB	16 玉鑫债	200,000	3.3183	一般企业债	60.41	60.00	1.60	4.65
4	101800974.IB	18 滨海新城 MTN002	100,000	2.9323	一般中期票据	110.93	100.00	1.06	7.80
5	101800467.IB	18 宿迁经开 MTN001	100,000	2.8810	一般中期票据	104.93	100.00	2.49	6.99

资料来源：Wind，华泰研究

(1) 基金归类：我们可以从 Wind 上获取基金持有各类利率债（国债、央行票据、政策性金融债）的市值以及基金债券投资组合的市值，并相应计算利率债占债券投资组合的市值比例。计算结果显示，基金 B 债券投资组合的市值中只有 10.82% 为利率债，不足 50%，因此被归类为信用债基金。

(2) 票息率：仍然用持仓法面值加权计算。注意到与基金 A 不同，基金 B 的前三大重仓券已部分偿还本金，期初面值是 60.00 元而不是 100.00 元。将数据代入公式得到基金 B 的票息率为：

$$\hat{c} = \sum_{i=1}^5 f_i c_i = \frac{300,000 \times 60.00}{300,000 \times 60.00 + \dots + 100,000 \times 100.00} \times 4.94\% + \dots + \frac{100,000 \times 100.00}{300,000 \times 60.00 + \dots + 100,000 \times 100.00} \times 6.99\% = 5.6332\%$$

(3) 期初久期：前五大重仓券占基金债券投资组合市值的比例只有 17.51%，不足 30%，因此期初久期需要使用净值法估计，将 2020 年三季度基金 B 考虑现金分红的日度收益率与中债-信用债总财富系列指数做线性回归，再用回归系数作为权重对各个子指数的期初久期进行求和得到基金的期初久期。

记 R 为基金考虑现金分红的日度收益率， R_1 到 R_6 分别为中债-信用债总财富（1 年以下）指数、……、中债-信用债总财富（10 年以上）指数的日度收益率，得到回归方程：

$$\begin{aligned} \hat{R} &= \hat{\alpha} + \sum_{i=1}^6 \hat{\beta}_i R_i \\ &= 0.0099 + 0.1300R_1 + 0.2320R_2 + 0.5847R_3 - 0.2675R_4 + 0.1649R_5 - 0.0565R_6 \end{aligned}$$

记六个子指数的期初久期为 D_1, \dots, D_6 ，则基金的期初久期为：

$$\hat{D} = \sum_{i=1}^6 \hat{\beta}_i D_i = 0.1300 \times 0.4287 + \dots - 0.0565 \times 5.8331 = 1.6634$$

(4) 基准组合选取：结合基金类型（信用债基金）和期初久期（1.6634 年），我们选取的业绩基准为中债-信用债总财富（1-3 年）指数。

(5) 基金面值和基准面值：方法与基金 A 相同，不再赘述。得到基金 B 的面值为 1.0752，其基准指数的面值为 175.2903。

2020Q3 基金 B 票息收入优异，相对基准更短的久期使其具有正向的国债阿尔法

与基金 A 相同，我们还需要计算基金 B 及其基准的总收益率，以及二者对应的国债收益率变化，此处不再赘述。下表总结了 Campisi 模型所需的全部输入参数。

图表11：Campisi 模型基金 B 业绩归因分析输入参数

输入参数	基金组合	基准组合
	基金 B	中债-信用债总财富（1-3）年指数
期初久期（年）	1.6634	1.7469
票息率（%）	5.6332	4.4463
买入价格	1.1164	184.9434
总收益率（%）	0.7614	0.2222
面值	1.0752	175.2903
国债收益率变化（%）	0.5215	0.5281
持有时长	0.25	0.25

资料来源：Wind，华泰研究

基准组合各效应计算如下：

收入效应 = 持有期票息 ÷ 买入价格 = $4.4463\% \times 175.2903 \times 0.25 \div 184.9434 = 1.0536\%$ ；

国债效应 = - 期初久期 × 国债收益率变化 = $-1.7469 \times 0.5281\% = -0.9225\%$ ；

利差效应 = 总收益率 - 收入效应 - 国债效应

= $0.2222\% - 1.0536\% + 0.9225\% = 0.0911\%$ ；

基准利差变化 = - 利差效应 ÷ 期初久期 = $-0.0911\% \div 1.7469 = -0.0521\%$ 。

基金 B 各效应计算如下：

收入效应 = 持有期票息 ÷ 买入价格 = $5.6332\% \times 1.0752 \times 0.25 \div 1.1164 = 1.3563\%$ ；

国债效应 = - 期初久期 × 国债收益率变化 = $-1.6634 \times 0.5215\% = -0.8675\%$ ；

利差效应 = - 期初久期 × 基准利差变化 = $-1.6634 \times -0.0521\% = 0.0867\%$ ；

择券效应 = 总收益率 - 收入效应 - 国债效应 - 利差效应

= $0.7614\% - 1.3563\% + 0.8675\% - 0.0867\% = 0.1859\%$ 。

得到最终 Campisi 模型业绩归因分析结果：

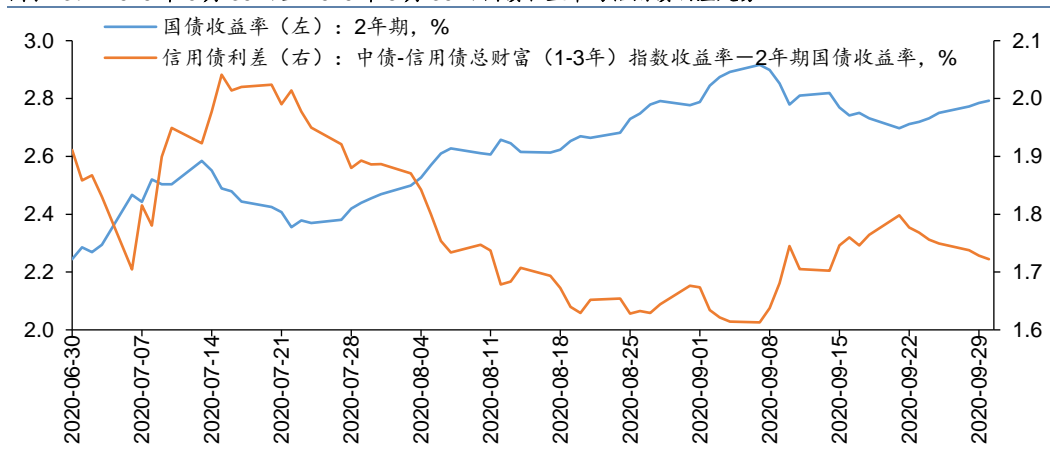
图表12： 2020 三季度基金 B 业绩归因分析结果

效应	基金组合		基准组合	阿尔法
	基金 B	中债-信用债总财富 (1-3) 年指数		
收入效应 (%)	1.3563		1.0536	0.3027
国债效应 (%)	-0.8675		-0.9225	0.0549
利差效应 (%)	0.0867		0.0911	-0.0044
择券效应 (%)	0.1859		无	0.1859
总效应 (%)	0.7614		0.2222	0.5392

资料来源：Wind，华泰研究

可见基金 B 在 2020 年三季度内总收益率的最大来源与基金 A 同为收入效应 (1.3563%)。其总阿尔法的最大来源也为收入效应阿尔法 (0.3027%)，其次为择券效应阿尔法 (0.1859%)，说明基金 B 的票息收益率高于其基准。2020 年三季度国债收益率总体延续二季度的趋势继续走高，导致国债效应对基金 B 及其基准的总收益率都产生了负面影响。但基金 B 相对其基准配置了更短的久期，系统性风险暴露更小，从而在国债收益率上升时获得了正的国债效应阿尔法。类似地，三季度信用债利差有所收窄，基金 B 及其基准的利差效应都为正，其中基准的利差效应略微更大。

图表13： 2020 年 6 月 30 日至 2020 年 9 月 30 日国债收益率与信用债利差走势



资料来源：Wind，华泰研究

全市场公募纯债型基金 Campisi 模型业绩归因结果统计分析

最后我们在多个季度对全市场的纯债型基金进行 Campisi 模型业绩归因分析，分析债券基金整体的绩效归因统计规律，并据此筛选出了 24 只择券效应优异且稳定的纯债型基金。

我们对“纯债型基金”的定义为 Wind 开放式基金分类中“债券型基金”下属的“中长期纯债型基金”和“短期纯债型基金”两类基金，有多类份额的只保留 A 类。研究期取 2017 年三季度到 2020 年四季度，共 14 个季度。业绩归因分析结果的形式为面板数据，即对每个基金（对应面板数据的“个体”维度），在其成立后正常运作、有市场行情数据与季报数据的每个季度（对应面板数据的“时间”维度），都有总收益率和总阿尔法以及它们各自对应的四个效应。

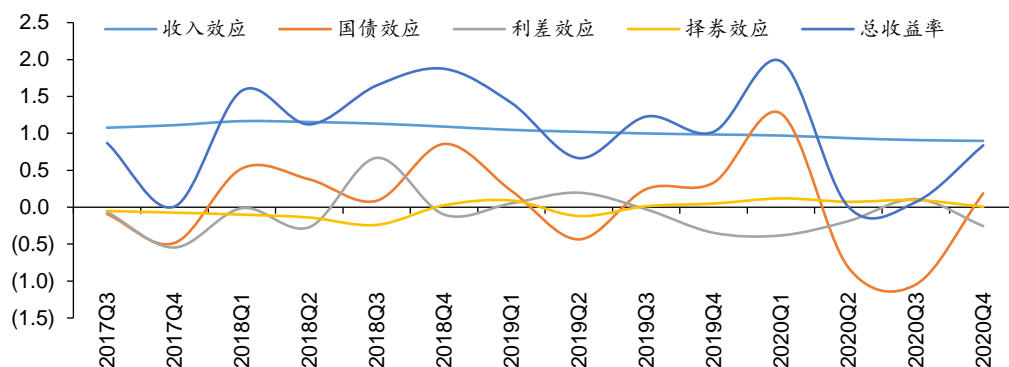
大额申购赎回或基金转型等事件可能导致基金净值在短时间内大幅变化，但 Campisi 模型中并不能适应这些事件造成的冲击，因而无法解释由此导致的净值变化。为此，我们将原始业绩归因分析结果按总收益率的绝对值从大到小排序，比对基金季报和公告分析后发现总收益率大于 20% 或者小于 -20% 时，相应基金在相应季度内都发生了大额申购赎回或基金转型事件；总收益率介于 20% 和 -20% 之间时则很少出现这些事件。结合债券资产本身的收益特性，我们设定了 10% 的收益率为基金样本筛选阈值：如果某纯债基金在某季度的总收益率大于 10% 或者小于 -10%，就把该基金在该季度的业绩归因分析结果（包括总收益率和总阿尔法）剔除，以避免大额申购赎回或转型事件导致业绩归因分析结果失真，进而干扰后续统计分析。原始业绩归因分析结果经过上述处理后就得到最终用于进行统计分析的有效样本。

研究期内，随着新基金不断成立，市场上纯债型基金的数量逐渐增加：2017 年三季度有效样本中只有 516 只基金，2020 年四季度有效样本中的基金数量则增加到了 1,590 只。我们将基金总收益率和总阿尔法，以及它们对应的各效应，在每个季度内对所有基金求均值：记基金 i 在季度 j 内某效应 x 为 x_{ij} ，那么在每个季度 j ， x_{ij} 对 i 求均值。观察这些均值随时间的变化（即由于季度 j 变化而发生的变化），能够发现一系列重要规律，下文将分点详述。

收入效应是最主要且稳定的收益来源，国债效应是收益波动的主要影响因素

下图中浅蓝色和深蓝色两条曲线分别代表各纯债基金收入效应和总收益率的均值。

图表14：各季度总收益率及其各效应均值的时间序列（单位：%）



资料来源：Wind，华泰研究

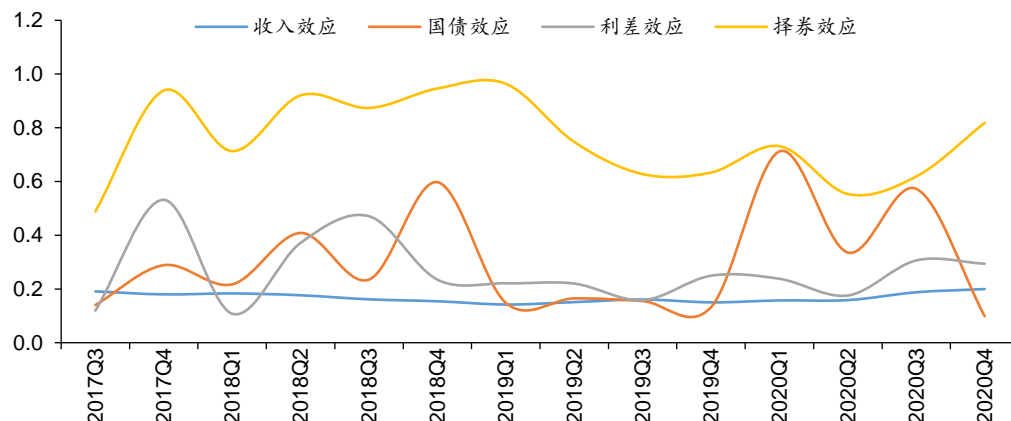
（1）收入效应的大小稳定保持在每季度 1% 左右

观察上图，总收益率围绕收入效应上下波动。我们可以看到代表收入效应的浅蓝色曲线较为平缓，接近一条直线，收入效应在长达 14 个季度的时间内稳定保持在每季度 1% 左右的水平，即每年约 4%。而国债、利差和择券三个效应对应的曲线则起伏较大。除了 2020 年一季度疫情期间国债收益率快速下行导致当季国债效应超过收入效应以外，其他所有季度收入效应都大于另外三个效应，图形上表现为代表收入效应的浅蓝色曲线总体位于另外三个效应对应曲线的上方。

(2) 相同季度内不同基金之间的收入效应差异较小

我们不仅发现不同季度之间全市场纯债型基金收入效应的均值差异非常小，还发现相同季度内不同基金之间的收入效应差异也较小。这一规律可通过在每个季度内对各效应求标准差来证明——记基金 i 在季度 j 内某效应 x 为 x_{ij} ，那么在每个季度 j ， x_{ij} 对 i 求标准差，结果如下图所示。研究期内整体来看，四个效应中收入效应的标准差最小，而择券效应的标准差最大，也就是说，投资不同基金所获得的收入效应大同小异，但择券效应截然不同。

图表15：各季度收入、国债、利差、择券效应标准差的时间序列（单位：%）



资料来源：Wind，华泰研究

以上两方面综合可见，收入效应是纯债型基金总收益率的主要来源，其大小稳定保持在每季度1%左右，而且不同基金之间收入效应的差异较小。

(3) 时间序列上，四个效应中国债效应与总收益率的正相关性最强

前文指出收入效应在不同季度之间差异较小，总收益率围绕收入效应上下波动。进一步观察图表14可以发现，代表总收益率的深蓝色曲线和代表国债效应的橙色曲线形态高度相似。由此推断，不同季度之间，总收益率相对收入效应的波动主要取决于国债效应。其经济学含义是，就纯债型基金整体而言，总收益率的波动主要来自价格收益率而不是票息收益率的变化，而价格收益率的变化又主要来自无风险利率的变化。

基于所有14个季度业绩归因分析得到总收益率及其各效应的均值，即图表14所展示的数据，我们计算了以下总收益率和各效应的均值之间的相关系数矩阵，发现国债效应与总收益率的正相关性最强，相关系数高达0.9107，可进一步从数值上验证上述推断。收入效应与总收益率也有一定的正相关性，但考虑到前者随时间变化较小，因此实践中（尤其是在我们注重绝对收益的时候）更应该关注国债效应对总收益率的正向作用，结合对无风险利率后续变动趋势的判断，合理配置久期长短和系统性风险暴露大小不同的基金。

图表16：总收益率及其各效应均值的相关系数矩阵

	收入效应	国债效应	利差效应	择券效应	总收益率
收入效应	1.0000				
国债效应	0.2980	1.0000			
利差效应	0.1804	-0.1869	1.0000		
择券效应	-0.7103	0.0475	-0.4576	1.0000	
总收益率	0.3851	0.9107	0.2245	-0.0973	1.0000

资料来源：Wind，华泰研究

(4) 不同基金之间，四个效应中择券效应与总收益率的正相关性最强

实践中，除了结合对宏观环境的判断调整对纯债型基金整体的投资情况以外，我们还需要从诸多纯债型基金中择优进行投资。因此在分析每个季度总收益率及其各效应的均值随时间变化的规律后，我们进一步计算了每个季度内不同基金总收益率与其各效应的相关系数矩阵，以下呈现了2020年四季度的结果：

图17: 2020 年四季度总收益率及其各效应的相关系数矩阵

	收入效应	国债效应	利差效应	择券效应	总收益率
收入效应	1.0000				
国债效应	0.1124	1.0000			
利差效应	-0.3183	0.1161	1.0000		
择券效应	-0.2925	-0.1850	-0.0946	1.0000	
总收益率	-0.1567	0.0046	0.2109	0.9152	1.0000

资料来源: Wind, 华泰研究

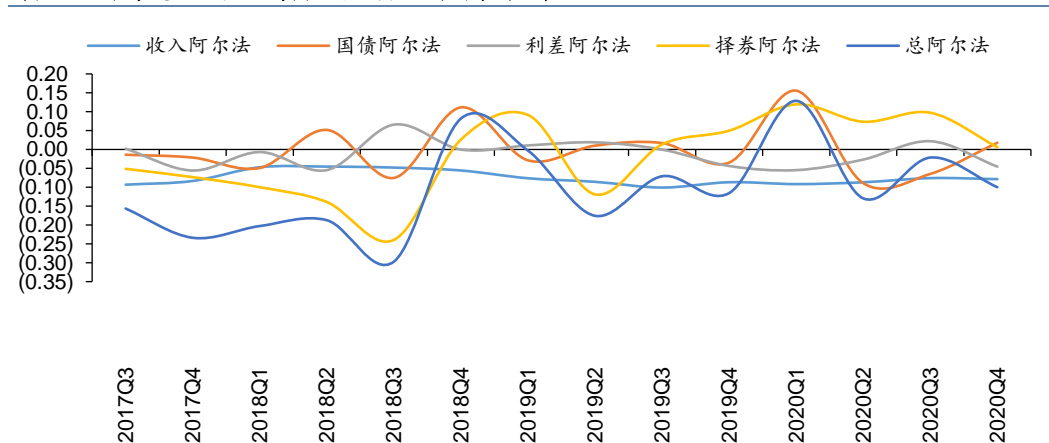
观察相关系数矩阵可见, 不同基金之间择券效应与总收益率的正相关性是四个效应中最强的, 二者相关系数高达 0.9152。考虑到不同基金之间择券效应的差异也是四个效应中最大的 (图表 15), 我们认为纯债型基金择优应该主要关注择券效应。这一结论是符合直觉的: 国债效应和利差效应反映的是系统性风险对总收益率的影响, 择券效应反映的则是基金经理进行投资决策时个券择优对总收益率的影响。依据择券效应进行纯债型基金择优, 实质上就是在挑选个券选择能力更强的基金经理。

以上结论在其他季度同样成立, 研究期内所有季度, 择券效应都是四个效应中与总收益率正相关性最强的。二者的相关系数 2019 年一季度时最高, 达到 0.9621, 2017 年四季度时最低, 但仍有 0.6236。

择券是债券基金阿尔法的主要来源, 各基金择券阿尔法的差异较大

前面的分析均从总收益率及其各效应入手, 下面我们将分析总阿尔法及各效应的阿尔法。下图展示了公募纯债基金总阿尔法及其各效应的均值随时间变化的情况。观察发现, 除 2020 年上半年受疫情影响国债利率波动较大导致国债阿尔法成为总阿尔法的主要影响因素以外, 择券阿尔法与总阿尔法整体重合度相较收入和国债阿尔法更高。因此我们认为择券阿尔法是总阿尔法的主要来源, 且是时间序列上总阿尔法变化的主要影响因素。

图18: 各季度总阿尔法及其各效应均值的时间序列 (单位: %)



资料来源: Wind, 华泰研究

(1) 超过半数纯债型基金大部分时间无法跑赢其基准指数

如下图所示, 除 2018 年四季度和 2020 年一季度以外, 其余 12 个季度总阿尔法的均值都小于 0。对这 12 个季度总阿尔法的均值依次进行单侧假设检验, 原假设/备择假设分别为总阿尔法均值大于 0/小于等于 0, 结果表明, 除 2019 年一季度以外, 剩下 11 个季度原假设都能够在常见显著性水平下被拒绝。也就是说, 一个处于全市场平均水平的纯债型基金在研究期内过半时间都无法跑赢其基准。

进一步, 我们统计了各个季度总阿尔法大于 0 即跑赢了其基准的基金个数和比例。除 2018 年四季度和 2020 年一季度以外, 其余所有季度能够跑赢基准的纯债基金占整体的比例都不到一半。

图表19： 研究期内各季度总阿尔法均值及其假设检验与跑赢基准的基金数量统计

季度	总阿尔法均值	假设检验 P 值	基金数量	跑赢基准的基金数量	跑赢基准的基金比例
2017 年三季度	-0.1565%	<1%	516	126	24.42%
2017 年四季度	-0.2339%	<1%	557	182	32.68%
2018 年一季度	-0.2028%	<1%	584	220	37.67%
2018 年二季度	-0.1874%	<1%	630	301	47.78%
2018 年三季度	-0.2971%	<1%	696	217	31.18%
2018 年四季度	0.0819%	-	767	432	56.32%
2019 年一季度	-0.0031%	46.37%	839	347	41.36%
2019 年二季度	-0.1757%	<1%	951	314	33.02%
2019 年三季度	-0.0709%	<1%	1,007	348	34.56%
2019 年四季度	-0.1155%	<1%	1,092	361	33.06%
2020 年一季度	0.1287%	-	1,205	743	61.66%
2020 年二季度	-0.1296%	<1%	1,353	446	32.96%
2020 年三季度	-0.0214%	9.06%	1,465	587	40.07%
2020 年四季度	-0.0999%	<1%	1,590	763	47.99%

资料来源：Wind，华泰研究

注意到总阿尔法=基金总收益率-基准总收益率，即基金相对基准的超额收益率。因此，只要选定了基准，就能够确定总阿尔法，总阿尔法并不受 Campisi 模型具体如何拆解总收益率和总阿尔法影响。而我们将基准选取的范围限定为中债-总财富指数系列和中债-信用债总财富指数系列，分别对应利率债基金和信用债基金，在准确反映基金实际久期和信用状况的同时，也较好地代表了市场上久期和信用状况类似的债券资产整体的收益状况。

所以我们认为，在本文所涉及的研究期内，纯债型基金整体超过半数时间无法跑赢基准，在每个季度内能跑赢基准的基金占总体的比例通常也少于一半。因而对于关注相对收益的投资者来说，在数量繁多的纯债型基金之间择优并超过基准并非易事。

（2）纯债型基金择优应当重点关注基金经理获取择券阿尔法的能力

我们基于所有 14 个季度总阿尔法及其各效应的均值，即图表 18 所展示的数据，计算了时间序列上总阿尔法和各效应阿尔法均值之间的相关系数矩阵，发现择券阿尔法与总阿尔法的正相关性最强，相关系数高达 0.8258。

图表20： 总阿尔法及其各效应均值相关系数矩阵

	收入阿尔法	国债阿尔法	利差阿尔法	择券阿尔法	总阿尔法
收入阿尔法	1.0000				
国债阿尔法	-0.0556	1.0000			
利差阿尔法	0.2301	-0.4092	1.0000		
择券阿尔法	-0.5529	0.2219	-0.3328	1.0000	
总阿尔法	-0.2953	0.6449	-0.1935	0.8258	1.0000

资料来源：Wind，华泰研究

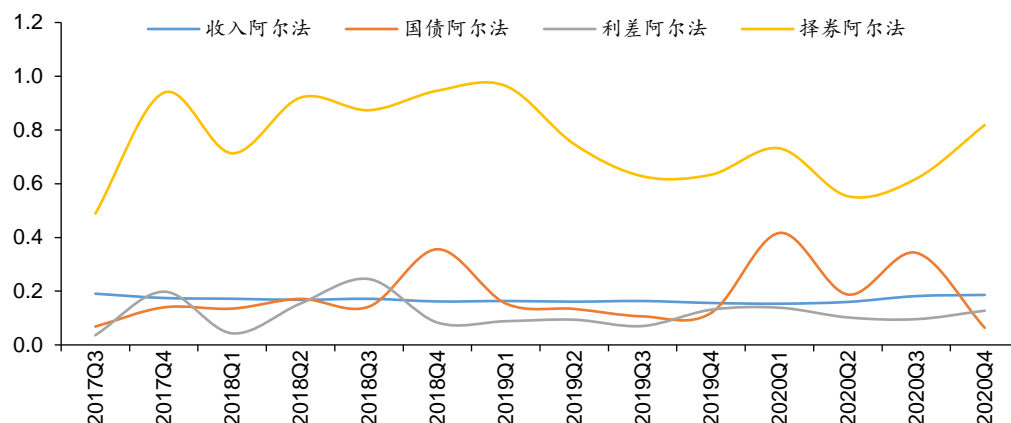
不同基金之间结论也是类似的。分季度计算不同基金总阿尔法及其各效应的相关系数矩阵，我们发现择券阿尔法始终是四个效应中与总阿尔法的正相关性最强的。同样展示 2020 年四季度的结果：

图表21： 2020 年四季度总阿尔法及其各效应的相关系数矩阵

	收入阿尔法	国债阿尔法	利差阿尔法	择券阿尔法	总阿尔法
收入阿尔法	1.0000				
国债阿尔法	0.0603	1.0000			
利差阿尔法	-0.0156	-0.3185	1.0000		
择券阿尔法	-0.3081	-0.0390	-0.1106	1.0000	
总阿尔法	-0.0829	0.0033	0.0178	0.9617	1.0000

资料来源：Wind，华泰研究

此外，在每个季度内，对各效应阿尔法求标准差——记基金*i*在季度*j*内某效应阿尔法 x 为 x_{ij} ，那么在每个季度*j*， x_{ij} 对*i*求标准差，可以看到所有季度择券阿尔法标准差都要明显大于其他三个效应阿尔法标准差，结果如下图所示。

图表22： 各季度收入、国债、利差、择券阿尔法标准差的时间序列（单位：%）


资料来源：Wind，华泰研究

综合考虑择券阿尔法与总阿尔法正相关性最强、不同基金之间择券阿尔法差异程度最大这两方面因素，我们认为如果要对纯债型基金择优，获取超越基准收益的阿尔法，在四个效应阿尔法当中，应该重点关注高择券阿尔法的基金。

全市场择券效应优异且稳定的公募纯债型基金

前文研究发现，不同基金之间总收益率和总阿尔法的差异均主要体现在择券效应上。据此，基于对全市场纯债型基金进行 Campisi 模型业绩归因分析的结果，我们筛选出了 24 只择券效应优异且稳定的基金，并测算了这些基金 2021 年以来截至 3 月 25 日的业绩。筛选的步骤和结果如下：

(1) 沿用前文进行统计分析时所使用的有效样本，每季度对全体基金按照择券效应从大到小的顺序计算排名。

(2) 对每只基金，用其择券效应排在当季所有基金前 1/3 的季度数，除以该基金有业绩归因分析结果季度数(即该基金产生的数据量)，得到该基金择券效应排名前 1/3 季度的占比，季度为 2017Q3-2020Q4。

(3) 将全体基金按照择券效应排名前 1/3 季度占比从大到小的顺序计算排名。占比相同时，有业绩归因分析结果的季度数更多(即产生了更多数据量)的基金优先。

(5) 剔除数据量不足 8 个季度的基金后，以下 24 只基金在研究期内择券效应排名在前 1/3 季度的占比大于 70%。我们发现，24 只基金中有 18 只(数量占比 75%) 2021 年以来截至 3 月 25 日的总收益率位于样本内全体基金的前 1/3。由此可见，根据择券效应对纯债型基金择优是可行且有效的。

图表23：择券效应优异且稳定的纯债型基金列表（截至 2021/3/25）

基金代码	基金名称	排名前 1/3 季度占比	2021 年以来总收益率	是否排名前 1/3
006360.OF	财通资管鸿益中短债	87.50%	0.87%	是
000817.OF	中银安心回报半年定期开放	85.71%	1.19%	是
004920.OF	富国泓利纯债	84.62%	0.92%	是
003406.OF	南方多元定期开放	84.62%	1.62%	是
004200.OF	博时富瑞纯债	78.57%	0.88%	是
001019.OF	兴业年年利定期开放	78.57%	0.96%	是
002650.OF	东方红稳添利纯债	78.57%	1.08%	是
000191.OF	富国信用债	78.57%	1.31%	是
005784.OF	创金合信汇誉纯债六个月定期开放	77.78%	0.46%	否
004555.OF	南方和元	76.92%	0.50%	否
000516.OF	富国祥利一年定期开放	75.00%	1.38%	是
006076.OF	创金合信恒利超短债	75.00%	1.02%	是
005964.OF	中欧安财定期开放	75.00%	0.11%	否
005398.OF	鹏扬淳优一年定期开放	72.73%	0.35%	否
100058.OF	富国产业债	71.43%	1.11%	是
004127.OF	鹏华丰康	71.43%	1.00%	是
003324.OF	东方永兴 18 个月定期开放	71.43%	3.23%	是
100072.OF	富国强回报定期开放	71.43%	1.09%	是
000345.OF	鹏华丰融定期开放	71.43%	0.71%	否
003156.OF	招商招悦纯债	71.43%	1.42%	是
002483.OF	富国泰利定期开放	71.43%	1.01%	是
002342.OF	融通增益	71.43%	1.76%	是
005712.OF	兴全祥泰定期开放	70.00%	1.48%	是
006360.OF	诺安圆鼎定期开放	70.00%	0.66%	否

资料来源：Wind，华泰研究

风险提示

模型是历史经验的总结，如果市场规律改变，存在模型归因能力滞后、甚至模型彻底失效的可能；报告中的各类基金只是作为常见基金的举例，并不能完全代表中国或全球市场全部基金的情况，请投资者谨慎、理性看待。

附录：修正久期与债券价格关系的详细推导过程

记债券的面值为 F ，票息率为 c ，到期收益率为 y ，价格为 P ，剩余期限为 T ，其中 N 是 T 的整数部分， m 是 T 的小数部分。债券价格等于其未来各期现金流的折现值：

$$P = \frac{cF}{(1+y)^m} + \cdots + \frac{cF}{(1+y)^{N+m}} + \frac{F}{(1+y)^{N+m}} = \sum_{i=0}^N \frac{cF}{(1+y)^{i+m}} + \frac{F}{(1+y)^{N+m}}$$

上式对 y 求偏导得到：

$$\frac{\partial P}{\partial y} = \sum_{i=0}^N \frac{-(i+m)cF}{(1+y)^{i+m+1}} + \frac{-(N+m)F}{(1+y)^{N+m+1}}$$

按照定义，债券的麦考利久期 MaD 是对未来各期现金流发生时距今时长的加权平均，权重为各期现金流折现值在债券价格中所占的比例，即：

$$\begin{aligned} MaD &= \sum_{i=0}^N \left(\frac{cF}{(1+y)^{i+m}} \frac{i+m}{P} \right) + \frac{F}{(1+y)^{N+m}} \frac{N+m}{P} \\ &= \frac{1}{P} \left(\sum_{i=0}^N \frac{(i+m)cF}{(1+y)^{i+m}} + \frac{(N+m)F}{(1+y)^{N+m}} \right) \end{aligned}$$

而修正久期 D 的定义为：

$$D = \frac{MaD}{1+y} = \frac{1}{P} \left(\sum_{i=0}^N \frac{(i+m)cF}{(1+y)^{i+m+1}} + \frac{(N+m)F}{(1+y)^{N+m+1}} \right)$$

将其与 $\frac{\partial P}{\partial y}$ 的表达式对比可知：

$$D = -\frac{1}{P} \frac{\partial P}{\partial y}, \quad \frac{\partial P}{\partial y} = -D \times P$$

免责声明

分析师声明

本人，林晓明、黄晓彬、张泽，兹证明本报告所表达的观点准确地反映了分析师对标的证券或发行人的个人意见；彼以往、现在或未来并无就其研究报告所提供的具体建议或所表达的意见直接或间接收取任何报酬。

一般声明及披露

本报告由华泰证券股份有限公司（已具备中国证监会批准的证券投资咨询业务资格，以下简称“本公司”）制作。本报告所载资料是仅供接收人的严格保密资料。本报告仅供本公司及其客户和其关联机构使用。本公司不因接收人收到本报告而视其为客户。

本报告基于本公司认为可靠的、已公开的信息编制，但本公司及其关联机构（以下统称为“华泰”）对该等信息的准确性及完整性不作任何保证。

本报告所载的意见、评估及预测仅反映报告发布当日的观点和判断。在不同时期，华泰可能会发出与本报告所载意见、评估及预测不一致的研究报告。同时，本报告所指的证券或投资标的的价格、价值及投资收入可能会波动。以往表现并不能指引未来，未来回报并不能得到保证，并存在损失本金的可能。华泰不保证本报告所含信息保持在最新状态。华泰对本报告所含信息可在不发出通知的情形下做出修改，投资者应当自行关注相应的更新或修改。

本公司不是 FINRA 的注册会员，其研究分析师亦没有注册为 FINRA 的研究分析师/不具有 FINRA 分析师的注册资格。

华泰力求报告内容客观、公正，但本报告所载的观点、结论和建议仅供参考，不构成购买或出售所述证券的要约或招揽。该等观点、建议并未考虑到个别投资者的具体投资目的、财务状况以及特定需求，在任何时候均不构成对客户私人投资建议。投资者应当充分考虑自身特定状况，并完整理解和使用本报告内容，不应视本报告为做出投资决策的唯一因素。对依据或者使用本报告所造成的一切后果，华泰及作者均不承担任何法律责任。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。

除非另行说明，本报告中所引用的关于业绩的数据代表过往表现，过往的业绩表现不应作为日后回报的预示。华泰不承诺也不保证任何预示的回报会得以实现，分析中所做的预测可能是基于相应的假设，任何假设的变化可能会显著影响所预测的回报。

华泰及作者在自身所知情的范围内，与本报告所指的证券或投资标的不存在法律禁止的利害关系。在法律许可的情况下，华泰可能会持有报告中提到的公司所发行的证券头寸并进行交易，为该公司提供投资银行、财务顾问或者金融产品等相关服务或向该公司招揽业务。

华泰的销售人员、交易人员或其他专业人士可能会依据不同假设和标准、采用不同的分析方法而口头或书面发表与本报告意见及建议不一致的市场评论和/或交易观点。华泰没有将此意见及建议向报告所有接收者进行更新的义务。华泰的资产管理部门、自营部门以及其他投资业务部门可能独立做出与本报告中的意见或建议不一致的投资决策。投资者应当考虑到华泰及/或其相关人员可能存在影响本报告观点客观性的潜在利益冲突。投资者请勿将本报告视为投资或其他决定的唯一信赖依据。有关该方面的具体披露请参照本报告尾部。

本报告并非意图发送、发布给在当地法律或监管规则下不允许向其发送、发布的机构或人员，也并非意图发送、发布给因可得到、使用本报告的行为而使华泰违反或受制于当地法律或监管规则的机构或人员。

本报告版权仅为本公司所有。未经本公司书面许可，任何机构或个人不得以翻版、复制、发表、引用或再次分发他人（无论整份或部分）等任何形式侵犯本公司版权。如征得本公司同意进行引用、刊发的，需在允许的范围内使用，并需在使用前获取独立的法律意见，以确定该引用、刊发符合当地适用法规的要求，同时注明出处为“华泰证券研究所”，且不得对本报告进行任何有悖原意的引用、删节和修改。本公司保留追究相关责任的权利。所有本报告中使用的商标、服务标记及标记均为本公司的商标、服务标记及标记。

中国香港

本报告由华泰证券股份有限公司制作，在香港由华泰金融控股（香港）有限公司向符合《证券及期货条例》及其附属法律规定的机构投资者和专业投资者的客户进行分发。华泰金融控股（香港）有限公司受香港证券及期货事务监察委员会监管，是华泰国际金融控股有限公司的全资子公司，后者为华泰证券股份有限公司的全资子公司。在香港获得本报告的人员若有任何有关本报告的问题，请与华泰金融控股（香港）有限公司联系。

香港-重要监管披露

- 华泰金融控股（香港）有限公司的雇员或其关联人士没有担任本报告中提及的公司或发行人的高级人员。更多信息请参见下方“美国-重要监管披露”。

美国

在美国本报告由华泰证券（美国）有限公司向符合美国监管规定的机构投资者进行发表与分发。华泰证券（美国）有限公司是美国注册经纪商和美国金融业监管局（FINRA）的注册会员。对于其在美国分发的研究报告，华泰证券（美国）有限公司根据《1934年证券交易法》（修订版）第15a-6条规定以及美国证券交易委员会人员解释，对本研究报告内容负责。华泰证券（美国）有限公司联营公司的分析师不具有美国金融监管（FINRA）分析师的注册资格，可能不属于华泰证券（美国）有限公司的关联人员，因此可能不受FINRA关于分析师与标的公司沟通、公开露面和所持交易证券的限制。华泰证券（美国）有限公司是华泰国际金融控股有限公司的全资子公司，后者为华泰证券股份有限公司的全资子公司。任何直接从华泰证券（美国）有限公司收到此报告并希望就本报告所述任何证券进行交易的人士，应通过华泰证券（美国）有限公司进行交易。

美国-重要监管披露

- 分析师林晓明、黄晓彬、张泽本人及相关人士并不担任本报告所提及的标的证券或发行人的高级人员、董事或顾问。分析师及相关人士与本报告所提及的标的证券或发行人并无任何相关财务利益。本披露中所提及的“相关人士”包括FINRA定义下分析师的家庭成员。分析师根据华泰证券的整体收入和盈利能力获得薪酬，包括源自公司投资银行业务的收入。
- 华泰证券股份有限公司、其子公司和/或其联营公司，及/或不时会以自身或代理形式向客户出售及购买华泰证券研究所覆盖公司的证券/衍生工具，包括股票及债券（包括衍生品）华泰证券研究所覆盖公司的证券/衍生工具，包括股票及债券（包括衍生品）。
- 华泰证券股份有限公司、其子公司和/或其联营公司，及/或其高级管理层、董事和雇员可能会持有本报告中所提到的任何证券（或任何相关投资）头寸，并可能不时进行增持或减持该证券（或投资）。因此，投资者应该意识到可能存在利益冲突。

评级说明

投资评级基于分析师对报告发布日后6至12个月内行业或公司回报潜力（含此期间的股息回报）相对基准表现的预期（A股市场基准为沪深300指数，香港市场基准为恒生指数，美国市场基准为标普500指数），具体如下：

行业评级

增持：预计行业股票指数超越基准

中性：预计行业股票指数基本与基准持平

减持：预计行业股票指数明显弱于基准

公司评级

买入：预计股价超越基准15%以上

增持：预计股价超越基准5%~15%

持有：预计股价相对基准波动在-15%~5%之间

卖出：预计股价弱于基准15%以上

暂停评级：已暂停评级、目标价及预测，以遵守适用法规及/或公司政策

无评级：股票不在常规研究覆盖范围内。投资者不应期待华泰提供该等证券及/或公司相关的持续或补充信息

法律实体披露

中国: 华泰证券股份有限公司具有中国证监会核准的“证券投资咨询”业务资格, 经营许可证编号为: 91320000704041011J

香港: 华泰金融控股(香港)有限公司具有香港证监会核准的“就证券提供意见”业务资格, 经营许可证编号为: AOK809

美国: 华泰证券(美国)有限公司为美国金融业监管局(FINRA)成员, 具有在美国开展经纪交易商业业务的资格, 经营业务许可编号为: CRD#:298809/SEC#:8-70231

华泰证券股份有限公司**南京**

南京市建邺区江东中路228号华泰证券广场1号楼/邮政编码: 210019

电话: 86 25 83389999/传真: 86 25 83387521

电子邮件: ht-rd@htsc.com

深圳

深圳市福田区益田路5999号基金大厦10楼/邮政编码: 518017

电话: 86 755 82493932/传真: 86 755 82492062

电子邮件: ht-rd@htsc.com

北京

北京市西城区太平桥大街丰盛胡同28号太平洋保险大厦A座18层/
邮政编码: 100032

电话: 86 10 63211166/传真: 86 10 63211275

电子邮件: ht-rd@htsc.com

上海

上海市浦东新区东方路18号保利广场E栋23楼/邮政编码: 200120

电话: 86 21 28972098/传真: 86 21 28972068

电子邮件: ht-rd@htsc.com

华泰金融控股(香港)有限公司

香港中环皇后大道中99号中环中心58楼5808-12室

电话: +852-3658-6000/传真: +852-2169-0770

电子邮件: research@htsc.com

<http://www.htsc.com.hk>

华泰证券(美国)有限公司

美国纽约哈德逊城市广场10号41楼(纽约10001)

电话: +212-763-8160/传真: +917-725-9702

电子邮件: Huatai@htsc-us.com

<http://www.htsc-us.com>

©版权所有2021年华泰证券股份有限公司