|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **证券研究报告** | | |
| 金工研究/深度研究 | | |
| 2020年12月15日 | |  |
| |  |  | | --- | --- | | **姓名** | 执业证书编号：S0570510120000 | | 研究员 | 025-83387278  xm@htsc.com | | **姓名** | 执业证书编号：S0570512090000 | | 研究员 | 025-83387870  xm@htsc.com |   **相关研究**   |  | | --- | | [1《行业名称0502-0510》2013.05](%0d) | | [2《行业名称0422-0426》2013.05](%0d) | | [3《行业名称0415-0419》2013.04](%0d) | |  | 公募纯债基金的Campisi模型分析 |
| Campisi模型原理分析、框架构建与实际应用研究 |
| **全文摘要**  Campisi模型将纯债基金的总收益率和超额收益率分解为收入效应、国债效应、利差效应和择券效应四个方面。四个效应分别对应票息、无风险利率降低、信用利差收缩和优选个券所提供的收益。通过对我国公募纯债基金的Campisi模型业绩归因分析，我们发现收入效应是纯债基金的总收益率主要且稳定的来源，大小约为年化4%；在不同纯债基金之间择优则应该关注择券效应。  **模型原理**  Campisi模型最核心的思想是把债券到期收益率拆分成无风险利率和信用利差两部分。对基准组合和基金组合，收入效应就是票息所提供的收益率，国债效应就是用修正久期一阶近似得到无风险利率变化提供的收益率。基准组合不涉及基金经理优选个券的决策，因而总收益率中无法被收入和国债效应解释的部分就是信用利差收缩所提供的收益率，即利差效应。基金组合继续用修正久期一阶近似得到利差效应，总收益率中无法被收入、国债和利差效应解释的部分作为择券效应，代表基金经理优选个券决策提供的收益率。最后基金和基准各效应对减就得到各效应提供的阿尔法。  **归因流程**  实际运用Campisi模型时，第一步是在正式开始业绩归因分析事先估计一些重要参数：根据利率债占比给基金归类、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、持仓法估计基金票息率、结合基金期初久期和类型选取相应参数、分别用持仓法估计和债券定价公式倒推基金额基准的面值。第二步才能运用公式对基准总收益率进行分解，并最后用利差效应倒算得到信用利差变化。第三步对基金总收益率进行分解，其中在利差效应计算时需要使用第二步最后倒算出的信用利差变化。最后第四步将基金和基准对应效应对减，得到各效应提供的阿尔法。  **实例展示**  基于上述实际归因流程，我们使用Campisi模型对广发政策性金融债（006869.OF）和博时富祥纯债A（003258.OF）分别在2020年二季度和三季度内进行业绩归因分析。前者侧重展示持仓法计算期初久期和票息等参数时权重计算等细节，后者则关注净值法估计期初久期的过程。我们发现这两只基金在相应研究季度内总收益率的最主要来源都是收入效应，总阿尔法的最主要来源前者为择券阿尔法，后者为收入阿尔法。  **统计规律**  进一步对全市场纯债基金在多个季度内重复单基金单期的归因分析，我们得到时间序列上全市场债基的业绩归因结果，并分析其中的统计规律。我们首先发现收入效应是纯债基金总收益率最主要、最稳定的来源。一方面，纯债基金整体收入效应大小在时间维度上始终维持在年化4%左右；另一方面，各个基金之间收入效应差异是所有效应中是最小的。其次，我们认为全市场纯债基金整体的收益水平随时间的波动主要是由国债效应变化导致的。由于收入效应波动较小，实践中更应该关注国债效应对总收益率的正向作用，对无风险利率的后续变动做出尽可能准确的判断，以指导对这部分系统性风险暴露大小的配置。最后，尽管大多数时间超过半数纯债基金都无法跑赢基准，相同季度内不同纯债基金个体之间择券效应仍然有较大差异。考虑到总收益率和总阿尔法都与择券效应高度相关，纯债基金择优应当关注择券效应。  风险提示：本文所用模型结论均为历史规律总结，不构成对任何产品的推荐。 |

|  |
| --- |
| 正文目录 |
| [Campisi模型原理介绍与算法推导 3](#_Toc57299500)  [Campisi模型的核心思想在于拆分到期收益率为无风险利率＋信用利差 3](#_Toc57299501)  [单只债券：买入并持有单只债券的总收益率来自票息和买卖价差 3](#_Toc57299502)  [基准组合：利差效应是基准组合总收益率分解等式的配平余项 4](#_Toc57299503)  [基金组合：择券效应是债券基金总收益率与阿尔法分解等式的配平余项 4](#_Toc57299504)  [基准组合业绩归因流程 4](#_Toc57299505)  [平摊组合票息、久期一阶近似、倒算利差变化 4](#_Toc57299506)  [基金组合业绩归因流程 5](#_Toc57299507)  [根据归类结果和期初久期估计，选取业绩比较基准 5](#_Toc57299508)  [各效应和阿尔法计算：择券效应作为配平余项 7](#_Toc57299509)  [我国公募纯债基金Campisi模型业绩归因分析流程示例 8](#_Toc57299510)  [广发政策性金融债（006869.OF）：持仓法的实质是用重仓券“以偏概全” 9](#_Toc57299511)  [持仓法的运算细节在于权重的定义与计算方法 9](#_Toc57299512)  [该基金总收益率和总阿尔法的主要来源分别为收入效应和择券效应 11](#_Toc57299513)  [博时富祥纯债A（003258.OF）：净值法的本质在于久期衡量了系统性风险暴露大小 12](#_Toc57299514)  [净值法通过加权求和分期限子指数久期来估计基金期初久期 12](#_Toc57299515)  [该基金总收益率和总阿尔法的最大来源均为收入效应 13](#_Toc57299516)  [全市场纯债基金业绩归因结果统计分析 15](#_Toc57299517)  [收入效应是总收益率绝对水平的长期稳定来源 15](#_Toc57299518)  [收入效应大小保持在1%左右 16](#_Toc57299519)  [相同季度内收入效应个体差异较小 16](#_Toc57299520)  [国债效应和择券效应分别在时间和个体维度驱动总收益率边际变化 16](#_Toc57299521)  [时间维度上国债效应与总收益率正相关性最强 16](#_Toc57299522)  [时间维度上国债效应与利差效应的相关性可能取决于宏观环境 17](#_Toc57299523)  [个体维度上则是择券效应与总收益率的正相关性最强 18](#_Toc57299524)  [择券阿尔法是总阿尔法的主要来源，但在个体和时间维度上差异较大 19](#_Toc57299525)  [超过半数纯债基金无法跑赢其基准指数 19](#_Toc57299526)  [纯债基金择优应当关注择券阿尔法 20](#_Toc57299527) |

Campisi模型原理介绍与算法推导

Stephen Campisi在《*Primer on Fixed Income Performance Attribution*》一文中提到，由于股票和债券两类资产的特性显著不同，股票基金或大类资产配置常用的Brinson业绩归因模型并不适用于债券基金，并且针对该问题提出了适用于债券基金业绩归因的Campisi模型。概括而言，Campisi模型将债券型基金的总收益率或相对某基准的超额收益率分解为收入效应、国债效应、利差效应和择券效应四个方面。在总收益率语境下，四个效应的和为研究期内基金的总收益率；在超额收益率语境下，四个效应的和为研究期内基金相对于其基准的超额收益率，即阿尔法。鉴于模型特点，本文的研究只涉及纯债基金。下面我们首先展示Campisi模型的原理和推导过程。

Campisi模型的核心思想在于拆分到期收益率为无风险利率＋信用利差

买入并持有某只债券一段时间，所获得的总收益率由票息和资本利得两部分构成，这一点与股票是一致的；但是债券独有的到期收益率概念使得我们能够进一步分解资本利得所提供的收益率，这就是Campisi模型的基础所在。从单只债券开始，到基准组合，再到基金组合，我们一步步考虑如何分解买入并持有这三种标的的总收益率，并梳理Campisi模型的核心思想，概括为以下归因框架图：

|  |
| --- |
| 1. Campisi模型业绩归因框架图 |
|  |

资料来源：华泰证券研究所

单只债券：买入并持有单只债券的总收益率来自票息和买卖价差

首先，我们考虑买入单只债券并持有一段时间，其总收益由两部分构成：一是持有期间债券所支付的票息，二是买卖价差。所得票息总额除以买入价格得到票息收益率，买卖价差除以买入价格得到资本利得收益率，二者相加即为持有期总收益率。这种构成与股票是一致的，但债券相对股票除了价格外还具有一个与价格一一对应的到期收益率概念，它使我们可以进一步分解资本利得收益率。

债券定价理论告诉我们，到期收益率变化和债券价格变化率之间的关系可以用期初久期（本文中久期特指修正久期Modified Duration）进行一阶近似：

到期收益率可以进一步拆解为无风险利率（用国债收益率代表）和信用利差两部分，因此上式可进一步拆解为无风险利率降低和信用利差收缩两个因素分别带来的价格变化率：

至此，我们将单只债券的总收益率拆解成了票息收益率、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；实际上，它们分别就是Campisi模型中收入效应、国债效应和利差效应的雏形。

基准组合：利差效应是基准组合总收益率分解等式的配平余项

进一步，如果我们买入并持有某个后续将被用作业绩比较基准的基准组合一段时间，比如某债券指数，我们完全可以按照与单只债券相同的方法将总收益率拆解成三部分，此处不再赘述。但需要注意的是，此时的票息、期初久期、信用利差等概念需要用组合层面的平均值。由于成分数量较多等原因，组合的平均信用利差变化可能不太容易直接计算，因此我们需要采用总收益率减去另外两部分效应的方法，倒算出利差效应。换句话说，此时利差效应既表征信用利差收缩为基准组合提供的收益率，又起到总收益率分解等式中配平余项的作用，后续将结合计算公式详述。

由于债券指数是较常见且合理的基准，后文中“基准组合”与“债券指数”在语义上是等价的，即当我们提及基准组合时，默认是指某基准债券指数所代表的组合。

基金组合：择券效应是债券基金总收益率与阿尔法分解等式的配平余项

在完成基准组合的总收益率分解后，我们就可以进一步对基金组合本身进行总收益率和阿尔法的分解了。基金组合的收入效应和国债效应计算方法仍然与上文相同，但是利差效应不再是倒算算出，而是先在基准组合中用其利差效应除以负期初久期得到基准组合的利差变化，用其估计基金的利差变化，再乘以基金的负期初久期，得到基金的利差效应：

此时因为诸多因素的存在，基金组合的收入、国债、利差三个效应加起来一般不会严格等于其总收益率。一方面，模型在实际运用中存在参数估计和期初久期一阶近似等方面的误差；另一方面，更重要的是收入、国债、利差三个效应并没有体现基金经理优选个券的决策对总收益率的影响。因此，在债券基金总收益率分解时需要进一步引入择券效应的概念，用总收益率减去另外三个效应倒算得出。它和基准组合的利差效应类似，除了表征基金经理优选个券所提供的收益率以外，还是总收益率分解等式中的配平余项。

最后，将债券基金的各个效应减去基准组合的对应效应就可以得到基金阿尔法在各个效应上的归因分解结果。其中基准组合没有择券效应，等价于基准组合的择券效应恒为零，所以择券阿尔法就等于债券基金的择券效应本身。

基准组合业绩归因流程

上文已经详细阐述了基准组合业绩归因的总体思想，下面我们将给出各个效应的具体计算公式，以便实际应用该模型。概括来说，收入效应在时间维度上平摊基准组合的票息率，国债效应通过基准组合的期初久期来一阶近似其价格变化率，最后用总收益率减去前面两个效应得到利差效应并且进一步倒算出利差变化。

平摊组合票息、久期一阶近似、倒算利差变化

**收入效应＝持有期票息÷买入价格**。

买入价格即期初指数点位。持有期票息＝面值×持有期票息率，而持有期票息率＝年票息率×持有时长。与单只债券的情形相比，此处需要注意面值和买入价格的量纲应该严格统一。举例而言，假设一只债券面值是100元，买入价格105元，年票息率4%，那么持有一个季度的收入效应为100×4%×0.25÷105＝0.95%，非常直观。但是基准组合以及后文将涉及的基金组合收入效应的计算相较单只债券要更复杂一些，因为债券指数初始点位是人为规定的，基金组合又将基金整体分成许多的基金份额。假设某债券指数的成分券只有上面例子中的这只，但我们指定期初点位是1,000，那么在计算收入效应时100×4%×0.25÷1,000＝1‰显然就是不正确的了，尽管100元确实是基准组合成分券的平均面值。因此，统一面值和买入价格量纲的过程本质上是在回答一个问题：买入一份该指数，期初花费了1,000元，到底买了成分券各几张？答案是1,000÷105＝9.52张。所以，与买入价格量纲统一的面值其实是9.52×100＝952.38元，这时才能计算收入效应为952.38×4%×0.25÷1000＝0.95%，此时的结果与单只债券的情形就一致了。

至于各数据的具体来源，中债公司会发布多种常用的中债债券指数的票息率信息，买入价格即期初点位也比较容易获取，持有期时长则是研究者自行指定，只有面值无法直接取得。后续我们将在实际案例中具体给出并分析面值的估计方法。

收入效应的这种计算方式实际上并不依赖于持有期真正的票息给付，而是把整体票息率在时间跨度上平均摊开。相比基于真实票息偿付来计算，这种方式在实践中更加合理，一是因为指数或基金组合中含有债券的数量繁多，实际付息时间可能非常分散，逐一追踪所需消耗的工作量巨大；二是即使其它因素都不变，在两次付息期间债券全价也会受应计利息的影响而增长，若用真实付息计算，此期间就没有收入效应，这显然是不合理的。

**国债效应＝﹣期初久期×国债收益率变化**。

同样，中债公司会发布多种常用的中债债券指数的期初久期信息。根据期初久期，就可以找到对应期限国债收益率的变化。但是本质上我们只有从隔夜到50年共21个离散的、标准期限的国债收益率，比如1年和2年之间没有其他标准期限。如果基准组合的期初久期，如现实中绝大多数情况一样为非标准，例如1.3年，那么对应1.3年期的国债收益率，则需要使用某种插值理论和方法，构建完整连续的国债收益率曲线后得到。这里我们简单采用线性插值法，用左右最邻近的两个标准期限来估计某非标准期限的国债收益率。

比如，1.3年左右最邻近的两个标准期限分别为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：

对研究期末再采取相同的办法计算届时1.3年期的国债收益率，假设为2%，那么基准组合对应的国债收益率变化就是2.15%－2%＝0.15%.当然，也可以先将研究期初和期末标准期限的国债收益率对减，得到标准期限的国债收益率变化，再用这些变化线性插值得到非标准期限的国债收益率变化。在使用线性插值时两种顺序是等价的。

**利差效应＝总收益率－收入效应－国债效应**

基准组合的总收益率用指数点位计算即可，在得到总收益率后，有**利差效应＝总收益率－收入效应－国债效应**，即倒算出利差效应，以避免繁琐地逐一计算各行业、公司、债券的利差变化。同时，利差效应作为配平余项，保证了归因模型各部分之和等于总收益率。

总收益率本质上应该考虑票息但无再投资，但在这一定义下的指数层面总收益率数据难以获取。所以本文的基准指数采用了中债的财富指数，而没有采用净值或总值指数。财富指数考虑了票息再投资，最接近我们的期望。

最后，**利差变化＝﹣利差效应÷期初久期**，这里我们进一步倒算出基准所对应的利差变化，为债券基金的业绩归因做准备。

基金组合业绩归因流程

根据归类结果和期初久期估计，选取业绩比较基准

对某一债券基金进行业绩归因，必须先选定一个业绩比较基准；国债效应和利差效应的计算也需要用到基金的期初久期。对于前者，基金产品文件中一般会制定一个“业绩比较基准”，但该意义下各类基准种类繁多，且不一定能及时全面地反映债券投资组合的实际情况。对于后者，债基的期初久期基本上不会直接公布，需要研究者自行估计。所以，基准选取和期初久期估计都需要在正式进行业绩归因分析前予以解决。以下给出本文对于二者的处理办法。

首先，如果基金中利率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。信用债基金所采用的业绩比较基准从中债-信用债总财富指数系列中结合期初久期估计选出，利率债基金则对应为中债-总财富指数系列。

其次，要估计基金的期初久期。如果前五大重仓券占债券投资组合的市值占比大于30%，使用持仓法，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。否则，使用净值法，将业绩归因分析研究期内考虑现金分红的基金的日度收益率线性回归到其对应指数系列的各个分期限子指数上，再用回归系数加权求和各个子指数的期初久期，便得到基金期初久期的估计值。

举例来说，假设某基金前五大重仓券占债券投资组合的市值为25%，利率债占组合市值比例为70%，我们将其归类为利率债，选取的基准指数为中债-总财富指数系列，该系列包括中债-总财富（1-3年）指数（CBA00321.CS）、中债-总财富（3-5年）指数（CBA00331.CS）、中债-总财富（5-7年）指数（CBA00341.CS）、中债-总财富（7-10年）指数（CBA00351.CS）、中债-总财富（10年以上）指数（CBA00361.CS）共5个分期限子指数。记该基金日度收益率为，5个子指数日度收益率分别为、期初久期分别为，那么，我们估计线性回归方程：

得到回归系数后，就可以计算基金期初久期估计值：

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，只不过中债-信用债总财富指数系列中除了上述5个期限以外，还多了中债-信用债总财富（1年以下）指数（CBA02711.CS），总共有6个子指数，因此回归方程中会有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，按照下表选取业绩比较基准。比如，某基金被归类为信用债，期初久期为3.45年，就选择中债-信用债总财富（3-5年）指数（CBA02731.CS）作为其基准。

基金组合业绩比较基准选取标准

| 期初久期 | 利率债 | 信用债 |
| --- | --- | --- |
| 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≤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≤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≤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≤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≥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，华泰证券研究所

|  |
| --- |
| 1. 基准选取和期初久期估计流程图 |
|  |
| 资料来源：华泰证券研究所 |

各效应和阿尔法计算：择券效应作为配平余项

收入效应和国债效应的计算方法与基准组合相同，此处不再赘述。与指数不同的是，在计算收入效应时，我们一般无法直接获得基金的票息率，需要对前五大重仓券使用持仓法，面值加权计算平均票息率来估计。注意这里不论前五大重仓券占债券投资组合市值比例是否大于30%，都只能使用持仓法，而不能使用净值法。净值法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受到系统性风险的影响，而期初久期作为债券系统性风险暴露大小的衡量，是联系基金和各个指数的桥梁。但是，基金和各个指数的票息率之间并不存在这种内在联系，因而净值法不适用于票息率的估计。

面值加权计算平均票息率的具体公式为：

实证分析部分将会结合具体案例详细分析上式的含义。此处和下文中的标准化市值权重含义均是指，如果将基金前五大重仓券的持仓单独视为一个组合，该券在其中所占的市值权重，该数值一般来说与该券占基金实际债券投资组合的市值是不同的，因为基金实际债券投资组合一般不止前五大重仓券。包括面值加权计算平均票息率在内的所有持仓法使用场景本质是在用前五大重仓券形成的组合来近似代表实际债券投资组合，因而要使用标准化市值权重。

**利差效应＝﹣期初久期×基准利差变化**。此处基准利差变化是通过基准在业绩归因时利用利差效应进一步倒算得到的。在基金业绩归因中，利差效应不再是倒算得出的配平余项。

**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，总收益率计算时需注意要同时含有票息和资本利得两部分，但又不应该涉及票息再投资。因此，无论是简单地用单位净值、累计单位净值还是复权单位净值计算严格来说都是不太合适的。Wind数据库有提供债券基金区间不考虑票息再投资的总收益率，我们可使用这一指标计算总收益率。如果该数据无法获得，在研究期跨度不太长的情况下，例如本文后续研究采用的季度频率，用复权单位净值计算相对更合理一些。

基准指数和债券基金都完成两次单独的总收益率业绩归因后，我们就可以进行阿尔法分析，将基金的超额收益率分解到四个效应各种提供的阿尔法上，其中基准没有择券效应：

**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**

我国公募纯债基金Campisi模型业绩归因分析流程示例

理论推导时，我们将单只债券、基准组合和基金组合分拆独立研究是为了循序渐进地分析Campisi模型的核心思想，并在此过程中自然完成模型原理框架的构建；实际应用时，基准组合和基金组合的分析会有交叉重叠的部分，比如基金组合的利差效应计算和阿尔法分析只有在基准组合已经完成业绩归因后才能进行，但到底选取哪个指数为基准，又取决于基金组合期初久期等参数的估计。实践中完整应用Campisi模型分析某债券基金业绩的步骤更贴近下图：

|  |
| --- |
| 1. Campisi模型业绩归因分析完整步骤示意 |
|  |
| 资料来源：Wind，华泰证券研究所 |

对应以上步骤，从各参数运算先后顺序以及层次逻辑角度出发，我们可以将Campisi模型总结成下面的逻辑框图，以便读者能够非常直观地把握该模型实际运用时的全貌。图中箭头表示运算关系，即箭头出发方框的参数通过运算得到箭头指向方框的参数。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（只有持有时长）表示研究者自行设定、无需从数据库获取或通过其他参数运算得到的参数；蓝色方框表示Campisi模型最后输出的结果。在本节的两个示例中，除基金组合业绩归因分解的四个效应及相应的四个阿尔法之外，我们也展示了基准组合业绩归因分解得到的收入、国债和利差三个效应；但在下一节全市场多基金多期研究分析统计规律时，我们只关注基金组合自身的四个效应和四个阿尔法。

|  |
| --- |
| 1. Campisi模型业绩归因分析参数运算逻辑框图 |
|  |
| 资料来源：华泰证券研究所 |

接下来，参照以上流程框架，我们实际运用Campisi模型对两只市面上的纯债基金在单个季度内的业绩进行归因分析，以具体化前面的理论推导过程，加深对流程框架的理解，同时指出一些实际计算中需要注意的细节。

广发政策性金融债（006869.OF）：持仓法的实质是用重仓券“以偏概全”

下面我们以2020年二季度为研究期，对广发政策性金融债（006869.OF）进行业绩归因分析。该基金在2020年一季度末只持有五只政策性金融债券，是纯粹的利率债基金，季报披露的前五大重仓券刚好就是全部持仓。因此我们以该基金为第一个例子，着重分析持仓法估计票息率和期初久期的过程。

持仓法的运算细节在于权重的定义与计算方法

下表中列出了该基金2020年一季报中的前五大重仓券信息，其中品种代码、品种简称、持仓数量数据取自季报；占债券投资组合市值比例、债券类型、期初面值、票息率由Wind提供；期初价格、期初久期来自中债估值中心，数据截至2020年3月31日收盘。

2020年一季报广发政策性金融债前五大重仓券信息

| 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，华泰证券研究所

这只基金持仓的全部都为利率债，自然被归类为利率债基金。对于票息率，我们只能用持仓法按面值加权来估算。这里五只债券期初面值都是100.00元，所以我们可用持仓张数来代替持仓面值。前五大重仓券共630,760张，因此基金票息率为：

需要特别注意的是，部分债券会在到期之间提前偿还部分本金，导致季报统计时这些债券的面值不再是发行时的100.00元。如果存在这种情况，就必须严格用期初面值乘以持仓数量来计算持仓面值。

前五大重仓券占基金债券投资组合的比例恰好为100.00%，即该基金债券投资组合中只有这五只债券，不但说明期初久期也应该使用持仓法市值加权计算，而且表明不论是票息率还是期初久期，使用持仓法估计都不存在因为用前五大重仓券近似基金整个债券投资组合而引起的误差——不过这仅仅是众多债券基金在众多季度里面的一个罕见特例而已。

接下来，使用持仓张数、期初价格即可计算出标准化市值权重，以第一大重仓券18农发09（180409.IB）为例：

另一种方法是使用Wind上直接获取到的各重仓券占债券投资组合的市值比例计算，仍然以第一大重仓券18农发09为例：

首先，使用第二种方法得到的标准化市值权重绝大多数情况下会与未经标准化的原始权重不同，这里相同只是因为该基金恰好只持有五只重仓券，上式分母为1。其次，由于Wind统计时采用的债券价格可能和中债估值中心给出的季度收盘价有所不同，以上两种计算方法得到的结果可能不一致，但实践中这种差别是非常细微的。后续我们在计算标准化市值权重时统一采用第一种方法。

其他四只重仓券的标准化市值权重同理计算，再用其加权平均各券期初久期，就得到基金的期初久期为2.0982。

因此，结合基金类型和期初久期，我们选取的业绩基准为中债-总财富（1-3年）指数（CBA00321.CS）。

最后，我们估计基金单位净值和基准点位各自所对应的面值，它们在收入效应的计算中会用到。

基准指数中债-总财富（1-3年）指数的期初点位是184.2913，到期收益率为2.0537%，平均剩余期限为1.9529，平均票息率为3.5752%。估计指数面值的原理在于，债券定价公式原本是给定面值、票息率、到期收益率和剩余期限，计算价格：

其中是的整数部分，是的小数部分。那么给定票息率、到期收益率、剩余期限和价格也可倒算出面值：

代入各参数，得到中债-总财富（1-3年）指数期初点位对应的面值为178.8361。

基金期初单位净值为1.0318，将其乘以各重仓券标准化市值权重，除以期初价格，再乘以期初面值，得到各券的面值绝对贡献。继续以第一大重仓券18农发09为例：

另外四个重仓券完全同理。最后将前五大重仓券各自的面值绝对贡献加总，就得到基金的期初单位净值对应的面值为0.9801。

该基金总收益率和总阿尔法的主要来源分别为收入效应和择券效应

在开始Campisi模型业绩归因分析之前，我们还需要确定最后两个输入参数：基金和基准的总收益率和对应的国债收益率变化。Wind获取到2020年3月31日至2020年6月30日基金总收益率为0.2035%，注意考虑票息但无再投资收益；基准总收益率为﹣0.0887%.

分析的持有期为2020年二季度，我们需要获取2020年3月31日和2020年6月30日收盘时的国债收益率曲线，二者对减得到各个标准期限的国债收益率变化。

前面得到基金的期初久期为2.0982，因此我们用2年和3年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%；基准的期初久期为1.8490，用1年和2年插值得到基准对应的国债收益率变化为0.3620%。

至此，我们已经做好了全部前期准备，得到了模型所需的输入参数，总结在下表中。

1. 广发政策性金融债模型输入参数

| 输入参数 | 基金组合  广发政策性金融债  006869.OF | 基准组合  中债-总财富（1-3）年指数  CBA00321.CS |
| --- | --- | --- |
| 期初久期 | 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，华泰证券研究所

基准组合各效应计算如下：

收入效应＝持有期票息÷买入价格＝3.5752%×178.8361×0.25÷184.2913＝0.8673%.

国债效应＝﹣期初久期×国债收益率变化＝﹣1.8490×0.3620%＝﹣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%÷1.8490＝0.1551%.

基金组合各效应计算如下：

收入效应＝持有期票息÷买入价格＝3.8298%×0.9801×0.25÷1.0318＝0.9095%.

国债效应＝﹣期初久期×国债收益率变化＝﹣2.0982×0.3433%＝﹣0.7202%.

利差效应＝﹣期初久期×基准利差变化＝﹣2.0982×0.1551%＝﹣0.3254%.

择券效应＝总收益率﹣收入效应﹣国债效应﹣利差效应

＝0.2035%－0.9095%＋0.7202%＋0.3254%＝0.3397%.

得到最终Campisi模型业绩归因分析结果：

1. 2020年二季度广发政策性金融债业绩归因分析结果

| 效应 | 基金组合  广发政策性金融债  006869.OF | 基准组合  中债-总财富（1-3）年指数  CBA00321.CS | 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：华泰证券研究所

可见该基金在2020年二季度内总收益率的最大来源是收入效应，绝对数额上贡献了0.9095%，择券效应也有0.3397%的正向贡献；阿尔法层面则是择券效应贡献最大，其次收入效应略微有0.0421%的正向贡献。如下图所示，研究期内疫情冲击下国债收益率先走低然后大幅回调，政策性银行债相对国债的利差也有小幅扩张。这导致国债效应和利差效应对基金总收益率和阿尔法都产生了负向影响。

|  |
| --- |
| 1. 2020年3月31日至2020年6月30日国债收益率与政策性银行债利差走势 |
|  |
| 资料来源：Wind，华泰证券研究所 |

博时富祥纯债A（003258.OF）：净值法的本质在于久期衡量了系统性风险暴露大小

与广发政策性金融债不同，博时富祥纯债A在2020年中报中的前五大重仓券总共只占债券投资组合市值的不到20%，且均为信用债。我们以该基金为第二个例子，对其2020年三季度的业绩进行归因分析，着重分析净值法估计期初久期的过程。

净值法通过加权求和分期限子指数久期来估计基金期初久期

下表中列出了基金2020年中报前五大重仓券信息。期初价格和期初久期来自中债估值中心，数据截至2020年6月30日收盘。

2020年中报博时富祥纯债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，华泰证券研究所

Wind上可以获取到各类型利率债占基金债券投资组合市值的比例，具体明细略去，将它们加总可知基金债券投资组合市值中只有10.82%为利率债，不足50%，因此该基金被归类为信用债基金。

票息率我们仍然用持仓法面值加权估算。但与示例一不同，由于前三大重仓券存在到期前部分偿还本金的情况，期初面值是60.00元而不是发行时的100.00元。所以这里必须用期初面值乘以持仓数量先计算持仓面值再加权计算基金票息率，而不可以用持仓张数代替持仓面值：

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，将该基金2020年三季度考虑现金分红的日度收益率线性回归到中债-信用债总财富指数系列的各个分期限子指数上，再用回归系数加权求和子指数的期初久期。

记为基金考虑现金分红的日度收益率，到分别为中债-信用债总财富（1年以下）指数到中债-信用债总财富（10年以上）指数的日度收益率，则估计的回归方程为：

用回归系数加权求和上述六个子指数的期初久期得到基金期初久期估计值：

因此，我们选取的业绩基准为中债-信用债总财富（1-3年）指数（CBA02721.CS）。

最后，采取与前一例子相同的方法，我们估计出基准期初点位184.9434对应的面值为175.2903，基金期初单位净值1.1164对应的面值为1.0752.

该基金总收益率和总阿尔法的最大来源均为收入效应

基金和基准2020年6月30日至2020年9月30日的总收益率和国债收益率变化的获取和计算方式与前一例子相同，此处不再赘述。下表总结了模型所需的输入参数。

1. 博时富祥纯债A 模型输入参数

| 输入参数 | 基金组合  博时富祥纯债A  003258.OF | 基准组合  中债-信用债总财富（1-3）年指数  CBA02721.CS |
| --- | --- | --- |
| 期初久期 | 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，华泰证券研究所

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%×175.2903×0.25÷184.9434＝1.0536%.

国债效应＝﹣期初久期×国债收益率变化＝﹣1.7469×0.5281%＝﹣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%÷1.7469＝﹣0.0521%.

基金组合各效应计算如下：

收入效应＝持有期票息÷买入价格＝5.6332%×1.0752×0.25÷1.1164＝1.3563%.

国债效应＝﹣期初久期×国债收益率变化＝﹣1.6634×0.5215%＝﹣0.8675%.

利差效应＝﹣期初久期×基准利差变化＝﹣1.6634×﹣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：

1. 2020三季度博时富祥纯债A业绩归因分析结果

| 效应 | 基金组合  博时富祥纯债A  003258.OF | 基准组合  中债-信用债总财富（1-3）年指数  CBA02721.CS | 阿尔法 |
| --- | --- | --- | --- |
| 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：华泰证券研究所

可见该基金在2020年三季度内总收益率的最大来源与广发政策性金融债同为收入效应。其阿尔法的最大来源则是收入效应，其次为择券效应。今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和基准的总收益率都产生了负面影响。结合二者的期初久期和对应的国债收益率变化来看，该基金由于相对基准配置了更短的久期，也即更小的系统性风险暴露，从而在债市走熊时获得了正的国债效应阿尔法。类似地，三季度末信用债利差相对期初有所收缩，因此基金和基准都有正的利差效应，其中基准的利差效应略微更大。

|  |
| --- |
| 1. 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，华泰证券研究所 |

全市场纯债基金业绩归因结果统计分析

在多个季度内对全市场纯债基金不断重复上面单只基金单期的分析流程，我们就可以得到时间序列上全市场债基的业绩归因结果，并分析其中的统计规律。具体而言，我们将纯债基金定义为属于Wind开放式基金分类中债券型基金下面中长期纯债型基金或短期纯债型基金两个二级分类的基金，并选取2017年三季度到2020年三季度为研究整体跨度。鉴于季度是依赖于基金定期报告的持仓数据所能支持的最高频率，我们采用季度频率，研究整体跨度总共包含13个季度。业绩归因结果的形式为面板数据，即对每个基金（个体），在其成立后正常运作、有市场与季报数据的每个季度（时间），都有一个总收益率和一个总阿尔法以及它们各自的四个分解效应。

部分基金可能会在某些季度内发生大额申购赎回或转型等事件，导致基金净值在短时间内大幅变化。Campisi模型的思路没有考虑，同时它也无法解释这种原因导致的净值变化。针对这个问题，我们将所有原始归因分析结果依总收益率按绝对值从大到小排序，依次分析了各条归因分析结果对应的基金在相应季度内的净值变化和季报相关事项说明，发现总收益率大于20%或者小于﹣20%的基金全部都发生了大额申购赎回或转型事件，而绝对值在20%以下的很少出现该种情况。

因此，结合债券资产本身的特性，我们保守设定10%的阈值，即如果某季度内某基金的总收益率绝对值超过了10%，我们就把该基金在该季度内总收益率和总阿尔法的业绩归因分析结果都从全体结果中剔除，以尽可能避免大额申购赎回或转型事件产生失真的业绩归因结果进而干扰后续统计分析。

最后，这段时间内，随着新基金不断成立，市场上纯债基金的数量是在不断变多的，因此业绩归因结果是一个不平衡面板。2017年三季度有效样本只有526只基金，2020年三季度增长到1,460只。

我们将基金总收益率和总阿尔法，以及它们各个分解效应，在每个季度内对不同基金求均值——记基金在季度内某效应为，那么在每个季度，对求均值。观察这些均值在时间序列上的变化，能够发现一系列重要特点，下文将分点详述。

收入效应是总收益率绝对水平的长期稳定来源

|  |
| --- |
| 1. 总收益率及其各分解效应各季度均值时间序列 |
|  |
| 资料来源：华泰证券研究所 |

上图中浅蓝色和深蓝色两条曲线分别对应总收益率和收入效应，整体表现出总收益率以收入效应为轴上下波动的特征。

收入效应大小保持在1%左右

首先，我们能清晰地看到收入效应在长达13个季度的时间内基本保持在1%左右的水平，年化大约是4%，这一数值和我国当前整体利率环境也是相符的。2018年一季度以来，利率逐渐走低，使得收入效应同期也处在缓慢下滑的状态当中，从2018年一季度的1.17%下降至最近2020年三季度的0.91%.

其次，除了2020年一季度由于疫情导致市场恐慌、国债收益率快速下行，从而当季国债效应超过收入效应以外，其他任何时间收入效应的数值都大于另外三种效应，在图形上表现为收入效应的浅蓝色曲线总体压制在另外三种效应对应曲线的上方。

相同季度内收入效应个体差异较小

我们不仅发现全市场债券基金整体的收入效应大小在时间维度上比较稳定，还发现相同季度内不同基金之间的收入效应差异也比较小。时间维度的稳定性在图表14中表现为收入效应的曲线非常平缓，接近一条直线，而其他效应的曲线起伏比较大。个体维度的稳定性则可通过进一步计算说明：在每个季度内，对各效应求标准差——记基金在季度内某效应为，那么在每个季度，对求标准差，结果如下图所示。收入效应的标准差始终保持在0.14%-0.19%的范围内，整体小于另外三种效应，而择券效应的标准差总体来说最大。我们还注意到其他效应标准差在时间维度上面的起伏要大于收入效应，尤其是国债和利差效应；也就是说基金个体之间国债和利差效应的差异程度大小会随时间不断变化，该现象的产生的原因可作为一个后续研究方向。

|  |
| --- |
| 1. 总收益率分解中各效应各季度标准差时间序列 |
|  |
| 资料来源：华泰证券研究所 |

以上因素综合可见，收入效应是总收益率在时间和个体维度上均比较稳定的重要来源，其大小约为年化4%。

国债效应和择券效应分别在时间和个体维度驱动总收益率边际变化

时间维度上国债效应与总收益率正相关性最强

前一小节提到收入效应在时间维度上的稳定性，即它是总收益率波动的轴；但我们需要进一步考虑是什么在驱动这些波动。图表14清晰地展示了这一问题的答案：浅蓝色和红色两条曲线分别对应国债效应与总收益率，它们的形态高度相似。由此推断，国债效应是总收益率在时间序列上边际变化的最大驱动因素，其背后的经济学含义是无风险利率所蕴含的系统性风险变化是债券基金总收益率变化的主要影响因素。

基于所有13个季度内归因分析得到各效应及总收益率的均值，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0.9071，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，但考虑到前者在时间维度上比较稳定，实践中更应该关注国债效应对总收益率的正向作用，对无风险利率的后续变动做出尽可能准确的判断，以指导对这部分系统性风险暴露大小的配置，尤其是在注重绝对收益时。

总收益率及其各分解效应均值相关系数矩阵

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 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** | 0.3646 | 1.0000 |  |  |  |
| **利差效应** | 0.1251 | ﹣0.1939 | 1.0000 |  |  |
| **择券效应** | ﹣0.7760 | ﹣0.0582 | ﹣0.3239 | 1.0000 |  |
| **总收益率** | 0.3865 | **0.9071** | 0.2239 | ﹣0.1144 | 1.0000 |

资料来源：华泰证券研究所

时间维度上国债效应与利差效应的相关性可能取决于宏观环境

此外，我们还观察到图表14中分别代表国债效应和利差效应的红绿两色线走势略微相反。在上面的相关系数矩阵中，也可以看到这两种效应具有一定负相关性。我们首先指出这种负相关性本质上是国债收益率和信用利差变化的负相关性通过Campisi模型自有机制改变了一种表现形态，接下来通过实际数据印证这一结论，最后再深入分析其背后的原理。

在下面两张图中，我们分别绘制出各个季度国债收益率和信用利差的变化，并将其分别与国债效应和利差效应绘制在同一张图中比对。国债收益率计算时采用中债给出的2年期国债到期收益率，信用利差用中债-信用债总财富（1-3）年指数到期收益率减去国债收益率来估计，变化则用各个季度收盘减去上个季度收盘计算。

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 1. 国债效应与国债收益率变化 |  | 1. 利差效应与信用利差变化 |
|  |  |  |
| 资料来源：Wind，华泰证券研究所 |  | 资料来源：Wind，华泰证券研究所 |

从图中可以很明显地看到，虽然在归因分析时每个基金在每个季度内都具有不同的期初久期、被选取了不同的基准，因而也对应不同的国债收益率变化和信用利差变化，但用均值代表的全市场基金国债和利差效应水平在研究期内仍然和我们用上述方法、采取统一指标计算得到的国债收益率和信用利差变化表现出明显的反向关系。

这不仅从一个侧面印证了我们模型设定的合理性，更说明想要解释归因结果中国债和利差效应的相关性，本质上就要在经济学范畴内尝试解释国债收益率变化和信用利差变化的相关性。比如，如果在较长期内国债收益率和信用利差的变化主要是由宏观经济状况变化决定的，那么在经济下行周期，资金流入安全资产，就可能出现国债收益率走低同时伴随信用利差扩张的现象，经济上行周期反之，二者反向，两个效应负相关；但如果在中短期内国债收益率和信用利差的变化的主要是由流动性环境变化决定的，那么在流动性宽裕时，二者就可能同时走低，流动性紧张时同时走高，从而导致两个效应在局部时段正相关。

最后，我们具体分析Campisi模型到底是通过什么机制来把国债收益率变化和信用利差变化的相关性翻译为国债效应和利差效应的相关性。注意到Campisi模型本身的设定中，国债效应＝﹣期初久期×国债收益率变化，利差效应＝﹣期初久期×基准信用利差变化，其中负期初久期这一因数是完全相同的。那么在某个季度，如果国债收益率和基准信用利差同向变化，即以上两个公式中第二个因数同号，就有国债效应和利差效应同号；反之，如果国债收益率和基准信用利差一个升高一个降低，以上两个公式中第二个因数异号，就有国债效应和利差效应异号。

进一步考虑多个季度之间，如果国债收益率和信用利差保持同向变化，尽管这个方向可能在某些季度是二者都升高，另一些季度是二者都降低，国债效应和利差效应仍然会始终保持同号，只不过是在国债收益率和信用利差都升高的季度同负，都降低的季度同正。如果国债收益率和信用利差保持反向变化，同理推演可知国债效应和利差效应就会保持异号。

具体回到我们的统计结果。如果在对应研究时间范围内国债收益率和信用利差的变化更多受宏观经济状况变化影响，二者更多表现出反向变化的一面，国债效应和利差效应就会更多表现为异号。但是较长期内也不太可能出现国债收益率无尽头地在所有季度内都走高（走低）、信用利差无尽头地在所有季度内都走低（走高）的现象。就算是近40年整体而言全球利率趋势性下行，经济运行也仍然具有周期性，受其影响国债收益率和信用利差的负相关也可能会在具体谁走高谁走低之间交替，从而导致国债效应和利差效应的异号在具体谁正谁负之间交替，例如下表所示的一个假设情形。

|  |
| --- |
| 1. 国债收益率和信用利差变化方向交替及国债和利差效应正负号交替示例 |
| |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | | 季度 | 国债收益率变化 | 信用利差变化 | 国债效应 | 利差效应 | | 1 | ﹢（上升） | ﹣（下降） | ﹣（负） | ﹢（正） | | 2 | ﹣（下降） | ﹢（上升） | ﹢（正） | ﹣（负） | | 3 | ﹢（上升） | ﹣（下降） | ﹣（负） | ﹢（正） | | … | … | … | … | … | |
| 资料来源：华泰证券研究所 |

建立在较长期内国债收益率变化和信用利差变化多数方向相反的基础之上，一旦它们的具体方向有交替的情况发生，就会最终导致国债效应和利差效应的时间序列在一定时期内、一定程度上具有负相关性。用一句话总结：我们认为，本节开头提出国债效应和利差效应时间序列的一定负相关性的根源是国债收益率和信用利差变化方向随经济周期运行的不断交替演变，前后者的连接桥梁是Campisi模型中两个效应计算公式的同形性。

个体维度上则是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时变的预判，调整对纯债基金整体的投资以外，我们还会面临在相同时间点上，从诸多纯债基金中择优的问题。对此，在对总收益率和各效应各个季度的均值进行分析以外，我们进一步分季度计算了基金个体维度上总收益率和各效应的相关系数矩阵，基于时效性考虑选取了2020年三季度的结果展示于下表。

2020年三季度总收益率及其各分解效应相关系数矩阵

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 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** | ﹣0.0970 | 1.0000 |  |  |  |
| **利差效应** | 0.1526 | ﹣0.7187 | 1.0000 |  |  |
| **择券效应** | ﹣0.0523 | ﹣0.2228 | ﹣0.0281 | 1.0000 |  |
| **总收益率** | 0.2576 | 0.3182 | ﹣0.0472 | **0.6646** | 1.0000 |

资料来源：华泰证券研究所

清晰可见，在个体维度，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0.6646.进一步考虑到择券效应的个体差异也是四个效应中最大的（图表15），纯债基金择优可能更应该着手于择券效应。这一结论是符合直觉的——根据国债收益率变化和基准指数利差变化计算得到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，基金经理债券投资决策时的个券择优对总收益率的影响则体现在择券效应中。那么依据择券效应进行纯债基金择优，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的结果中同样成立，因而具有稳健性。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；所有季度中，二者相关系数在2019年一季度最高，达到0.9571，2017年四季度最低，但仍有0.6113.

择券阿尔法是总阿尔法的主要来源，但在个体和时间维度上差异较大

|  |
| --- |
| 1. 总阿尔法及其各分解效应阿尔法各季度均值时间序列 |
|  |
| 资料来源：华泰证券研究所 |

前面的分析均从总收益率及其分解效应入手，下面我们将分析总阿尔法及其分解效应。正如总收益率的分解中总收益率曲线形态与国债效应高度相似，除今年受疫情影响债市波动较大从而国债阿尔法成为主要影响因素以外，上图阿尔法分解的择券阿尔法与总阿尔法曲线整体重合度较高，因此我们认为时间序列上总阿尔法的主要来源是择券阿尔法。

超过半数纯债基金无法跑赢其基准指数

首先，除2018年四季度、2019年一季度、2020年一季度、2020年三季度以外，其余9个季度的总阿尔法均值都是小于0的。对这9个季度的总阿尔法均值进行单侧假设检验，发现总阿尔法均值大于0的原假设都能够在10%（2019年三季度）或1%（剩下8个季度）的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基金在研究期内过半时间都无法跑赢基准。

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，结果如下表所示。除2018年四季度、2020年一季度以外，其余所有时间能够跑赢基准的纯债基金占整体的比例都不到一半。

1. 研究期内各季度跑赢基准的基金数量统计

| 季度 | 总阿尔法均值 | 基金总数量 | 跑赢基准的基金数量 | 跑赢基准的基金比例 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 2017年三季度 | ﹣0.11% | 526 | 183 | 34.79% |
| 2017年四季度 | ﹣0.19% | 568 | 209 | 36.80% |
| 2018年一季度 | ﹣0.24% | 596 | 203 | 34.06% |
| 2018年二季度 | ﹣0.27% | 642 | 252 | 39.25% |
| 2018年三季度 | ﹣0.27% | 708 | 242 | 34.18% |
| 2018年四季度 | 0.08% | 780 | 438 | 56.15% |
| 2019年一季度 | 0.03% | 855 | 402 | 47.02% |
| 2019年二季度 | ﹣0.16% | 972 | 361 | 37.14% |
| 2019年三季度 | ﹣0.03% | 1,021 | 415 | 40.65% |
| 2019年四季度 | ﹣0.12% | 1,109 | 375 | 33.81% |
| 2020年一季度 | 0.11% | 1,211 | 732 | 60.45% |
| 2020年二季度 | ﹣0.08% | 1,354 | 533 | 39.36% |
| 2020年三季度 | 0.03% | 1,460 | 673 | 46.10% |

资料来源：华泰证券研究所

注意到总阿尔法＝基金总收益率－基准总收益率，即基金相对基准的总超额收益率，而Campisi模型本质上是在将总阿尔法和基金总收益率归因分解到各个效应上。因此，我们以上讨论的总阿尔法这个概念在逻辑上其实是先于和不依赖于Campisi模型具体细节而存在的。对于某个特定的纯债基金，唯一有可能影响其在某段时间内总阿尔法的只有这段时间之内基准指数的选取。因此上文的分析结论实际上与本文对完整归因分析流程中各分解效应如何计算的具体设定是没有关系的。在基准指数选取的方面，我们也将指数限定在了中债-总财富指数系列和中债-信用债总财富指数系列中，分别对应利率债和信用债的宽基指数，以尽可能避免基准指数选取范围过大、对市场整体代表性不足的问题。

所以，我们认为，至少在本文所涉及的研究期内，时间维度上，纯债基金整体超过半数数间无法跑赢基准；个体维度上，在同一季度内能够跑赢基准指数的基金占总体的比例一般也不会超过一半。这一方面说明被动投资在债券市场也应该占有一席之地；另一方面也表明对于关注相对收益的投资者，在数量繁多的纯债基金之间择优并非容易之事。被动锚定债券指数固然是最保守的方式，但如果选择主动投资，就需要在择优上面下不少功夫。

纯债基金择优应当关注择券阿尔法

类似地，在观察图表21发现择券阿尔法和总阿尔法曲线重合程度较高的基础上，我们基于所有13个季度内归因分析得到各效应阿尔法及总阿尔法的均值，即图表21所展示的数据，计算了以下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0.9003。

总阿尔法及其各分解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** | ﹣0.0651 | 1.0000 |  |  |  |
| **利差阿尔法** | ﹣0.1401 | ﹣0.5630 | 1.0000 |  |  |
| **择券阿尔法** | ﹣0.6911 | 0.1008 | ﹣0.0206 | 1.0000 |  |
| **总阿尔法** | ﹣0.6003 | 0.4039 | 0.0372 | **0.9003** | 1.0000 |

资料来源：华泰证券研究所

在个体角度，结论也是类似的。分季度计算基金个体维度上阿尔法和各效应阿尔法的相关系数矩阵，同样基于时效性考虑，我们选取2020年三季度的结果展示于下表。选取其他季度不会改变结论，四个效应阿尔法中始终是择券阿尔法与总阿尔法的正相关性最强。

2020年三季度总阿尔法及其各分解效应阿尔法相关系数矩阵

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 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** | 0.0605 | 1.0000 |  |  |  |
| **利差阿尔法** | ﹣0.2255 | ﹣0.4039 | 1.0000 |  |  |
| **择券阿尔法** | ﹣0.0607 | ﹣0.2782 | ﹣0.0963 | 1.0000 |  |
| **总阿尔法** | 0.2349 | 0.2871 | ﹣0.1595 | **0.7761** | 1.0000 |

资料来源：华泰证券研究所

在每个季度内，对各效应阿尔法求标准差——记基金在季度内某效应阿尔法为，那么在每个季度，对求标准差，发现所有季度择券阿尔法的标准差都要大于其他三个效应的阿尔法，结果展示在下图中。其中择券阿尔法和前面择券效应的标准差其实是相同的，因为Campisi模型中择券阿尔法和择券效应就是相同的。

|  |
| --- |
| 1. 总阿尔法分解中各效应阿尔法季度标准差时间序列 |
|  |
| 资料来源：华泰证券研究所 |

这表明在某个特定季度内，不同的纯债基金之间择券阿尔法的差异程度要大于其他三个效应的阿尔法。进而结合择券阿尔法与总阿尔法正相关性最强、个体之间择券阿尔法差异程度最大两方面来看，从超越基准、获取总阿尔法的角度对纯债基金择优，我们认为在四个效应所提供的阿尔法当中，更应该重点关注择券阿尔法，从择券阿尔法着手的效率可能最高。

**免责申明**

本报告仅供华泰证券股份有限公司（以下简称“本公司”）客户使用。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，本公司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。本公司不保证本报告所含信息保持在最新状态。本公司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，不构成所述证券的买卖出价或征价。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，本公司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。

本公司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，本公司及其所属关联机构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，也可能为之提供或者争取提供投资银行、财务顾问或者金融产品等相关服务。本公司的资产管理部门、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。

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力。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。

本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。

全资子公司华泰金融控股（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

©版权所有2020年华泰证券股份有限公司

**评级说明**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **行业评级体系** |  | **公司评级体系** |
| －报告发布日后的6个月内的行业涨跌幅相对同期的沪深300指数的涨跌幅为基准；  －投资建议的评级标准 |  | －报告发布日后的6个月内的公司涨跌幅相对同期的沪深300指数的涨跌幅为基准；  －投资建议的评级标准 |
| 增持行业股票指数超越基准 |  | 买入股价超越基准20%以上 |
| 中性行业股票指数基本与基准持平 |  | 增持股价超越基准5%-20% |
| 减持行业股票指数明显弱于基准 |  | 中性股价相对基准波动在-5%~5%之间 |
|  |  | 减持股价弱于基准5%-20% |
|  |  | 卖出股价弱于基准20%以上 |

**华泰证券研究**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **南京** |  | **北京** |
| 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 |  | 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 25 83389999 /传真：86 25 83387521 |  | 电话：86 10 63211166/传真：86 10 63211275 |
| 电子邮件：ht-rd@htsc.com |  | 电子邮件：ht-rd@htsc.com |
|  |  |  |
| **深圳** |  | **上海** |
| 深圳市福田区益田路5999号基金大厦10楼/邮政编码：518017 |  | 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：86 755 82493932 /传真：86 755 82492062 |  | 电话：86 21 28972098 /传真：86 21 28972068 |
| 电子邮件：ht-rd@htsc.com |  | 电子邮件：ht-rd@htsc.com |