

2013 年 4 月 25 日

## 他山之石（2013 年 4 月）

### 相关研究

他山之石系列一	2012.08.15
他山之石系列二	2012.09.13
他山之石系列三	2012.11.05
他山之石系列四	2012.12.07
他山之石系列五	2013.01.21
他山之石系列六	2013.02.26
他山之石系列七	2013.03.26

总编：高道德  
SAC 执业证书编号：  
S0850511010035  
电 话：021-23219569  
Email: gaodd@htsec.com

核心分析师  
单开佳  
SAC 执业证书编号：S0850511010029  
电 话：021-23219448  
Email: shankj@htsec.com

高级分析师  
王广国  
SAC 执业证书编号：  
S0850511120001  
电 话：021-23219819  
Email: wgg6669@htsec.com

倪韵婷  
SAC 执业证书编号：  
S0850511010017  
电 话：021-23219419  
Email: niyt@htsec.com

分析师  
罗震  
SAC 执业证书编号：  
S0850511070001  
电 话：021-23219326  
Email: luozh@htsec.com

联系人  
伍彦妮  
电 话：021-23219774  
Email: wyn6254@htsec.com

桑柳玉  
电 话：021-23219686  
Email: sly635@htsec.com

孙志远  
电 话：021-23219443  
Email: szy7856@htsec.com

田本俊  
电 话：021-23212001  
Email: tbj8936@htsec.com

### 公司债 ETF 的不足之处

推荐理由：日前国债 ETF 已经上市，博时企业债 ETF 也蓄势待发。由于债券流动性不比股票，不少投资者关心债券 ETF 二级市场折溢价会不会出现大幅偏离。本文作者是一家第三方销售公司的发起人，通过对美国债券 ETF 价格偏离幅度的长期观察，得出了公司债 ETF 折溢价率会随股市涨跌而变动的结论，并指出传统开放式指数型债基，而非债券 ETF，才是更加适合恒定比例配置策略的投资标的。

### 杠杆 ETF 回报的路径依赖

推荐理由：长期（季度或年度）持有杠杆 ETF 不能获得相应杠杆倍数的指数收益已被投资者所熟知，典型的例子就是在 2008 到 2009 年期间，大多数的杠杆 ETF 都跑输标的指数的杠杆倍收益。但是到底持有杠杆 ETF 多长时间会发生杠杆偏离，偏离的大小如何仍然难以把握。在本篇论文中，作者通过理论推导得出了杠杆 ETF 收益率与标的指数收益率之间的显式关系式，并使用美国市场上 2 倍和 3 倍杠杆 ETF 的净值历史数据验证了该关系式的正确性。通过该关系式，投资者可以非常直观的了解哪些因素会影响长期持有杠杆 ETF 的收益，并且可以直接推导出长期持有杠杆 ETF 的杠杆偏离度。

### 基金费率另类衡量法之“主动管理费率”研究

推荐理由：2013 年 2 月 22 日，证监会公布了《关于修改〈开放式证券投资基金销售费用管理规定〉的决定（征求意见稿）》，明确提出基金费率市场化的方向，将基金费率问题再次引入大众的视野。目前中国基金费率差异很小，市场化方向还有很长的路要走。美国共同基金费率市场化程度较高，长期趋势向下，美国人民对于基金费率有何吐槽言论？对于我国基金费率问题又有何启示和借鉴？

### 基金流动性风格——低流动性基金收益更优

推荐理由：根据流动性溢价理论，其他条件相同，投资者更喜欢高流动性资产，为了吸引投资者投资流动性较差的资产，就必须有较高的回报溢价预期（但不保证）。流动性较差的上市公司股票带来的风险调整后的收益媲美甚至超过最典型的三个市场异常回报：小盘股相对大盘股的超额收益，价值型相对于成长型的超额收益，高动量相对于低动量的超额收益（Carhart 1997）。例如，Amihud 和 Mendelson (1986) 利用买卖报价价差来测量流动性并且检验 1961-1980 年的股票收益与流动性之间的关系，他们验证的结果与流动性溢价概念一致。Datar, Naik 和 Radcliffe (1998) 使用换手率作为流动性的代表变量，结果发现股票收益率与其换手率显著负相关，这就印证了低流动性股票会带来较高的平均收益率。总体而言，这些研究结果支持股票低流动性和高回报之间的关系。

### ETF 会取代传统指数基金么？

推荐理由：研究被动产品几年，一直有个困惑在我心中，既然跟踪同一标的的指数的被动产品业绩分化很小，那撇除投资者的市场割裂因素（银行间以及交易所），是否所有的指数产品都应该以既有指数基金全部优点且还同时拥有交投简便、费率低廉又有套利功能的 ETF 形式发行？假设未来市场不再分割，是否所有的传统指数基金都会被 ETF 所替代？本文很好的回答了这个问题，作者通过构建均衡模型，解释了传统指数基金和 ETF 针对的是不同流动性需求的客户群体，他们会和谐共存，同时与传统观念认为 ETF 更适合交投活跃的投资者不同，文章证明了交投频繁的投资者更适合选择开放式基金而长期投资者则可能倾向于 ETF，最后，文章还为 ETF 的发展路径指明了方向，即成份股较少的股票指数、行业相关度高的行业指数、高波动或者是低流动性的指数更适合用作 ETF 产品开发标的。

### 对冲基金投资的误区

推荐理由：海外对冲基金作为一类神秘的基金产品类别，其高额的回报令投资者趋之若鹜。不过对冲基金的业绩真有那么好吗，在投资组合中加入对冲基金是否会真正提升风险收益特征，《Hedge fund investing: some words of caution》这篇文章通过深入分析，揭示出对冲基金投资上的一些重大误区。目前国内私募基金领域也出现越来越多“对冲”的身影，如何评估这些对冲类基金，其与传统的基金有何重要的区别，也是国内投资者非常关注的。因此，我们将这篇文章介绍给大家。

### 基金管理人持基比例与基金业绩表现

推荐理由：证监会于 2013 年 3 月 14 日发布《基金管理公司固有资金运用管理暂行规定（征求意见稿）》公开征求意见，《规定》放宽基金公司固有资金投向的限制，固有资金可以进行基金投资，鼓励自购。由此出发，想要了解基金管理人披露其持有所管理的基金的情况，对于投资者购买基金是否有一定指导意义。这篇文章给出肯定的结论，认为基金管理人不论是出于看好所管理的基金的未来业绩表现，还是对自己投入的资金谋求回报的目的，持有自己管理的基金一定程度上有助于保障基金投资者的权益，持基数据的披露也有助于基金投资者选择基金。

### CDO 评级方法——对于模型风险及其启示的思考

推荐理由：在上一篇文章中介绍了穆迪对于 CDO 的评级方法，其中提到了 BET 模型(Binomial Expansion Technique)，BET 模型的问题在于假定基础资产之间是相互独立的，这显然和现实中的实际情况不符合，那么相关性对于评级结果的影响是什么？这篇文章详细地讲解了 BET 模型，指出了相关性在模型中的重要性。

### 美国共同基金业绩和基金公司治理结构：基金经理与董事会的作用

推荐理由：投资者在关注基金业绩时，往往把焦点集中在基金经理的作用上，忽略了公司的治理结构和董事会对基金业绩的贡献。以此看我国基金业的发展，也有类似的现象。公司核心投研人员对基金业绩贡献巨大，同时基金经理（管理层）具有较大的自主权、公司内部和谐以及严格的考核激励等方面也对基金业绩的提升具有重要贡献。

---

## 目 录

---

公司债 ETF 的不足之处 .....	2
杠杆 ETF 回报的路径依赖 .....	6
基金费率另类衡量法之“主动管理费率”研究 .....	12
基金流动性风格——低流动性基金收益更优 .....	16
ETF 会取代传统指数基金么？ .....	23
对冲基金投资的误区 .....	28
基金管理人持基比例与基金业绩表现 .....	34
CDO 评级方法——对于模型风险及其启示的思考 .....	38
美国共同基金业绩和基金公司治理结构：基金经理与董事会的作用 .....	45

## 公司债 ETF 的不足之处

文章来源: Rick Ferri, Why We Don't Buy Corporate Bond ETFs, 福布斯,

<http://www.forbes.com/sites/rickferri/2011/11/14/why-we-dont-buy-corporate-bond-etfs/>

推荐人: 孙志远 021-23219443

推荐理由: 日前国泰国债 ETF 已经上市, 博时企业债 ETF 也蓄势待发。由于债券流动性不比股票, 不少投资者关心债券 ETF 二级市场折溢价会不会出现大幅偏离。本文作者是一家第三方销售公司的发起人, 通过对美国债券 ETF 价格偏离幅度的长期观察, 得出了公司债 ETF 折溢价率会随股市涨跌而变动的结论, 并指出传统开放式指数型债基, 而非债券 ETF, 才是更加适合恒定比例配置策略的投资标的。

一些投资者并不适合持有公司债 ETF。投资者交易时容易遭遇较大的折溢价偏离, 这些偏离会增加额外的交易成本。传统开放式公司债基金按照净值申赎, 规避了折溢价的影响。

基于每个投资者的投资需求, 可以在股票和债券资产间构建一个战略资产组合。当比例偏离达到一定幅度后, 会将其回调至期初水平。在股市下跌时, 组合会卖出债券而加仓股票, 反之则反然。

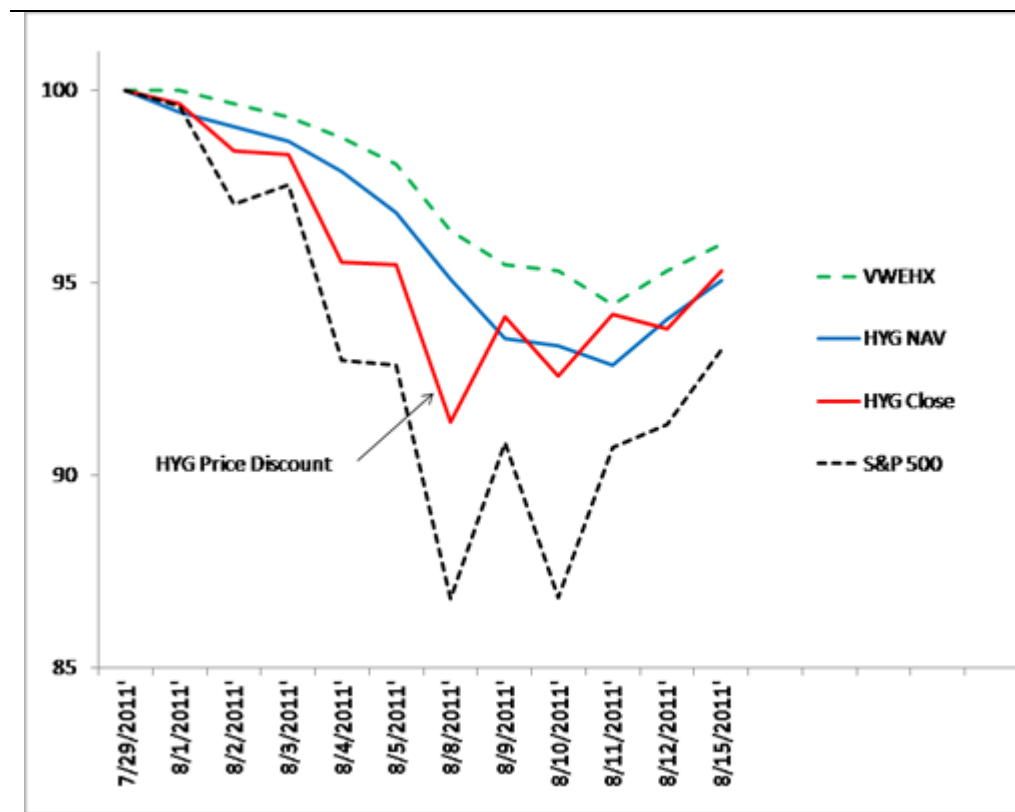
不过, 公司债 ETF 不适合于这样的恒定仓位配置策略。当股市下行需要卖出债券资产时, 公司债 ETF 容易出现大幅折价。而在股市上行需要加仓债券时, 公司债则经常出现大幅溢价。其原因在于债券 ETF 特殊的流动性。

在一个流动性好的市场, 套利机制会使公司债 ETF 的市价趋近于其份额净值。一些做市商, 即代理券商有权使用成分券在一级市场完成 ETF 份额的实物申赎, 公司债 ETF 也不例外。当 ETF 价格高于其净值时, 做市商可以卖出 ETF 份额并买入成分券来获得无风险收益, 反之则反然。

只有当折溢价偏离达到一定幅度后, 代理券商才能够套取无风险收益。套利行为将会导致价格向净值收敛。但是, 当市场快速变动时, 公司债 ETF 的套利机制难以执行。由于成分券的成交量会低于 ETF 份额的成交量, 因此当套利机会出现时, 代理券商无法获取足够数量的成分券。这种情况下, 折溢价偏离就不会自动收敛。

下图较好的说明了 ETF 流动性趋紧后的折溢价变动情况。2011 年 8 月初, 股市显著下行, 安硕高收益债 ETF 折溢价幅度明显扩大。在标普 500 指数开始下跌的前 6 个交易日, 债券流动性减弱, 卖券难度加大。逐渐增加的折价幅度反映了代理券商在套利时所产生的冲击成本。最大的折价发生在 8 月 8 日, 幅度达到 3.6 个百分点。从 9 日起, 标普 500 指数开始反弹, 公司债市场流动性明显增加, 折价水平也开始收敛。

图 1 股市下行时安硕高收益债 ETF 的折溢价偏离情况



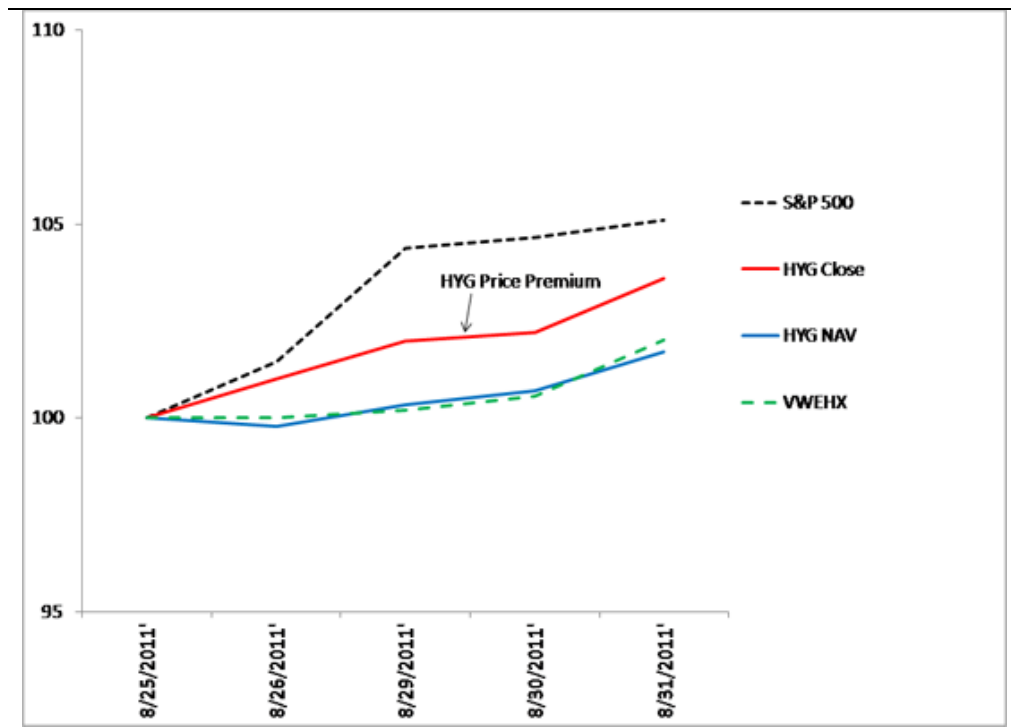
绿色虚线是先锋高收益债开放式基金的日净值。与 ETF 不同，传统开基以净值申购/赎回，不会受到折溢价偏离的影响，其净值就是投资者交易基金份额所实际支付或收回的资金。

普通投资者无法以净值来交易 ETF 份额，只有在偶然条件下，其价格才会等于净值。如果投资者想卖出安硕高收益债 ETF 同时买入股票，将会以低于净值的价格成交，但是赎回先锋高收益债基的份额则不会受此影响。

接着以上案例，进入 8 月后期，市场的波动幅度增加，标普 500 指数从 24 日到 31 日上涨了 5 个百分点。高收益债流动性问题再度显现，此时做市商仍然无法买到足够的成分券来套取 ETF 份额溢价。较低的流动性使得安硕高收益债 ETF 的价格超过其净值，并在 8 月 31 日达到 1.6% 的高位。

投资者如果通过传统开基，如先锋高收益债基金来实施再平衡策略，则只需支付净值金额即可，而无需象安硕高收益债 ETF 一样支付超过净值的市场价格。下图展示了股市上行时公司债 ETF 折溢价偏离情况。

图 2 股市上行时安硕高收益债 ETF 的折溢价偏离情况



因成分券流动性所导致的 ETF 大幅折价或溢价并不只出现在高收益债品种上，投资级债券 ETF 也不能幸免，只是偏离幅度略小一些。图 3 展示了安硕投资级公司债 ETF 在 2011 年 8 月的折溢价情况，其折价幅度在 8 月 8 日达到 1.6% 的最高水平，直到约 1 个礼拜后折价才完成回归。

图 3 股市下行时安硕投资级公司债 ETF 的折溢价偏离情况

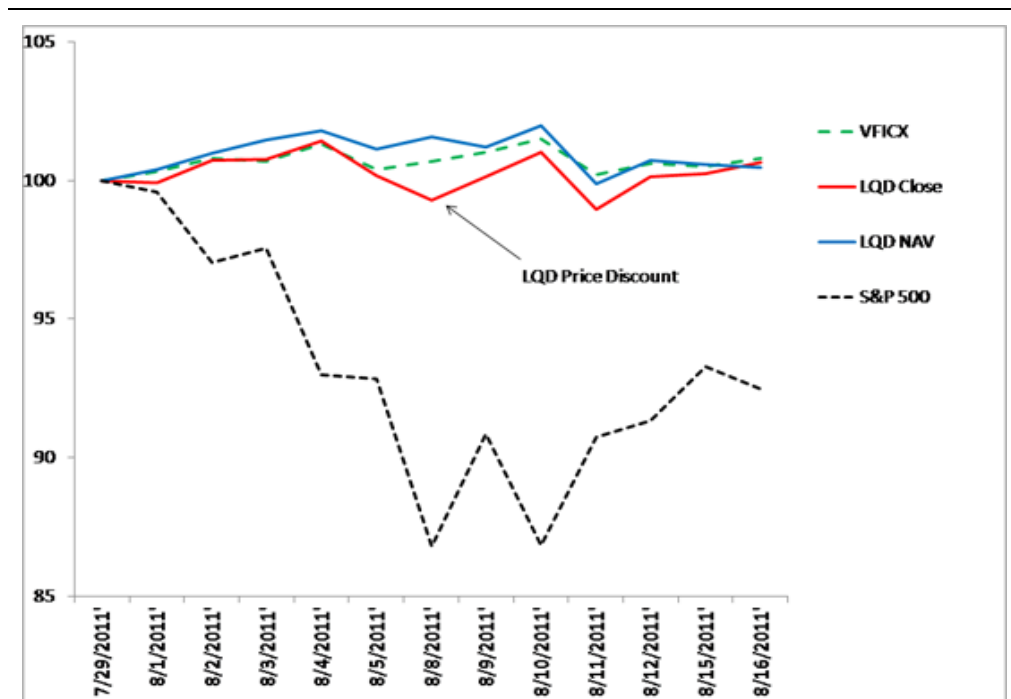


图 3 中也列示了先锋中期投资级债券开放式基金的净值走势，在同样期间该基金能让投资者免受折溢价波动的影响。

总体来看，在恒定比例配置策略之下，当需要买入或卖出债券资产时，由于流动性会导致折溢价率的大幅波动，公司债 ETF 并不是良好的操作标的。对于希望使用恒定比例配置策略的投资者来说，使用传统开放式基金将是更好的选择。



## 杠杆 ETF 回报的路径依赖

文章来源: Marco Avellaneda, Stanley Zhang (Courant Institute of Mathematical Science, New York University), Path-Dependence of Leveraged ETF Return, SIAM J.FINANCIAL MATH Vol.1, pp.586-603

推荐人: 陈韵骋 021-23219444

推荐理由: 长期(季度或年度)持有杠杆 ETF 不能获得相应杠杆倍数的指数收益已被投资者所熟知,典型的例子就是在 2008 到 2009 年期间,大多数的杠杆 ETF 都跑输标的指数的杠杆倍收益。但是到底持有杠杆 ETF 多长时间会发生杠杆偏离,偏离的大小如何仍然难以把握。在本篇论文中,作者通过理论推导得出了杠杆 ETF 收益率与标的指数收益率之间的显式关系式,并使用美国市场上 2 倍和 3 倍杠杆 ETF 的净值历史数据验证了该关系式的正确性。通过该关系式,投资者可以非常直观的了解哪些因素会影响长期持有杠杆 ETF 的收益,并且可以直接推导出长期持有杠杆 ETF 的杠杆偏离度。

杠杆 ETF 一般都是实现每日标的指数的杠杆倍收益,如果投资者长期持有,杠杆 ETF 并不能提供标称倍数的杠杆。本文作者研究了影响杠杆 ETF 长期杠杆偏离的因素,建立了离散和连续时间的两种模型,给出了显式的杠杆偏离度的计算公式。

记追踪标的指数非杠杆 ETF 的  $t$  日收盘价为  $S_t$ , 杠杆 ETF 的  $t$  日收盘价为  $L_t$ , 杠杆倍数为  $\beta$ 。

### 1. 离散时间模型

考察时段为  $N$  个交易日,标的指数 ETF 和杠杆 ETF 的第  $i$  日收益率分别记为  $R_i^S$  和  $R_i^L$ ,  $i=1,2,\dots,N$ 。杠杆 ETF 对管理的每 1 美元资产相应配置  $\beta$  美元头寸暴露,则可以得到  $R_i^S$  和  $R_i^L$  的关系式。假设是正向杠杆 ETF ( $\beta > 1$ ), 有

$$R_i^L = \beta R_i^S - \beta r \Delta t - f \Delta t + r \Delta t = \beta R_i^S - ((\beta - 1)r + f) \Delta t$$

这里  $r$  是参考融资利率,如 3 个月 LIBOR,  $f$  是杠杆 ETF 费用,  $\Delta t = 1/252$  代表一个交易日。

如果是反向杠杆 ETF ( $\beta \leq -1$ ), 有

$$R_i^L = \beta R_i^S - \beta(r - \lambda_i) \Delta t - f \Delta t + r \Delta t = \beta R_i^S - ((\beta - 1)r + f - \beta \lambda_i) \Delta t$$

这里  $\lambda_i \Delta t$  代表第  $i$  日借入相应多头头寸的融券费用。

令  $t = N\Delta$ , 为考察期时间总长(单位: 年), 则复合收益为

$$L_t = L_0 \prod_{i=1}^N (1 + R_i^L)$$

假设股票收益满足

$$R_i^S = \mu \Delta t + \varepsilon_i \sqrt{\Delta t}$$



其中  $\Delta t = 1/252$ ,  $\varepsilon_i$  为期望为 0 的平稳过程。通过推导, 我们可以得到标的资产和杠杆 ETF 收益之间的关系式:

$$\frac{L_t}{L_0} \approx \left( \frac{S_t}{S_0} \right)^\beta \exp \left( \frac{\beta - \beta^2}{2} V_t + \beta H_t + ((1 - \beta)r - f)t \right)$$

其中

$$V_t = \sum_{i=1}^N (R_i^S - \overline{R^S})^2 \quad H_t = \sum_{i=1}^N \lambda_i \Delta t$$

$V_t$  是标的资产收益率的标准差,  $H_t$  是借入资产成本的算术和。

## 2. 连续时间模型

根据 Ito 引理, 我们可以方便的推导出连续时间模型下, 作为标的资产的非杠杆 ETF 收益率与杠杆 ETF 收益率之间的关系。首先假设  $S_t$  满足以下随机微分方程:

$$\frac{dS_t}{S_t} = \sigma_t dW_t + \mu_t dt$$

这里  $W_t$  是一个标准维纳过程,  $\sigma_t$  和  $\mu_t$  分别是  $t$  时刻价格的波动率和漂移率。与离散情况类似, 对于正向杠杆 ETF, 收益率满足:

$$\frac{dL_t}{L_t} = \beta \frac{dS_t}{S_t} - ((\beta - 1)r + f)dt$$

对于反向杠杆 ETF, 收益率满足:

$$\frac{dL_t}{L_t} = \beta \frac{dS_t}{S_t} - ((\beta - 1)r - \beta \lambda_t + f)dt$$

同样, 我们可以推导得到下面的等式:

$$\frac{L_t}{L_0} = \left( \frac{S_t}{S_0} \right)^\beta \exp \left( ((1 - \beta)r - f)t + \beta \int_0^t \lambda_s ds + \frac{(\beta - \beta^2)}{2} \int_0^t \sigma_s^2 ds \right) \quad (*)$$

其中当  $\beta > 0$  时,  $\lambda_t = 0$

如果令  $V_t = \int_0^t \sigma_s^2 ds$ ,  $H_t = \int_0^t \lambda_s ds$ , 则连续时间模型的结果与离散时间模型结果

一致。区别在于离散模型结果对于  $\Delta t \ll 1$  的情况成立, 而连续时间模型假设价格变化满足 Ito 过程。

从两个模型的结果我们可以发现, 杠杆 ETF 的价格变化与标的非杠杆 ETF 价格变化是相差  $\beta$  次方的关系, 同时标的指数本身的波动率、杠杆 ETF 的融资融券成本、本身的费率高低都会对长期杠杆 ETF 的收益倍数杠杆偏离差产生影响。同时另一个重要的观察事实是, 反向杠杆 ETF 会更容易产生杠杆偏离的情况。例如同样是 2 倍杠杆 ETF, 正向杠杆 ETF

$$\frac{2-2^2}{2} \int_0^t \sigma_s^2 ds = - \int_0^t \sigma_s^2 ds$$

而对于反向杠杆 ETF

$$\frac{-2-2^2}{2} \int_0^t \sigma_s^2 ds = -3 \int_0^t \sigma_s^2 ds$$

### 3. 实证分析

为了验证连续时间模型，文章考察了 56 只在美国市场上运行的杠杆 ETF。其中 44 只 Proshares 公司发行，22 只正向杠杆，22 只反向杠杆，验证区间为 2008 年 1 月 2 日至 2009 年 3 月 20 日，共 308 个交易日，误差计算周期为季度，即以季度为周期滚动计算。另外 12 只为 Direxion 公司发行的 3 倍杠杆 ETF，但是因为这些 ETF 成立时间相对更晚（2008 年 11 月成立），因此测试时间段略短。

表 1 Proshare 2 倍杠杆 ETF

Underlying ETF	Proshares Ultra ( $\beta = 2$ )	Proshares UltraShort ( $\beta = -2$ )	Index/sector
QQQQ	QLD	QID	Nasdaq 100
DIA	DDM	DXD	Dow 30
SPY	SSO	SDS	S&P500 Index
IJH	MVV	MZZ	S&P MidCap 400
IJR	SAA	SDD	S&P Small Cap 600
IWM	UWM	TWM	Russell 2000
IWD	UVG	SJF	Russell 1000
IWF	UKF	SFK	Russell 1000 Growth
IWS	UVU	SJL	Russell MidCap Value
IWP	UKW	SDK	Russell MidCap Growth
IWN	UVT	SJH	Russell 2000 Value
IWO	UKK	SKK	Russell 2000 Growth
IYM	UYM	SMN	Basic materials
IYK	UGE	SZK	Consumer goods
IYC	UCC	SCC	Consumer services
IYF	UYG	SKF	Financials
IYH	RXL	RXD	Health care
IYJ	UXI	SIJ	Industrials
IYE	DIG	DUG	Oil & gas
IYR	URE	SRS	Real estate
IYW	ROM	REW	Technology
IDU	UPW	SDP	Utilities

资料来源：Path-Dependence of Leveraged ETF Return

表 2 Direxion 3 倍杠杆 ETF

Underlying ETF or index	Direxion 3X bull ( $\beta = 3$ )	Direxion 3X bear ( $\beta = -3$ )	Index/sector
IWB	BGU	BGZ	Russell 1000
IWM	TNA	TZA	Russell 2000
RIFIN.X	FAS	FAZ	Russell 1000 Financial Serv.
RIENG.X	ERX	ERY	Russell 1000 Energy
EFA	DZK	DPK	MSCI EAFE Index
EEM	EDC	EDZ	MSCI Emerging Markets

资料来源：Path-Dependence of Leveraged ETF Return

跟踪误差定义如下：

$$\varepsilon(t) = \frac{L_t}{L_0} - \left( \frac{S_t}{S_0} \right)^\beta \exp \left( \frac{\beta - \beta^2}{2} V_t + \beta H_t + ((1 - \beta)r - f)t \right)$$

其中  $V_t$  和  $H_t$  如前所述，瞬时波动率  $\sigma_s$  为过去 5 个交易日收益率标准差，融资利率为 3 个月 LIBOR。不管是正向还是反向 ETF，融券成本  $\lambda_f = 0$ ，即不考虑融券成本的因素。

下表为 2 倍正向杠杆 ETF 跟踪误差情况。可以看到，跟踪误差最大的跟踪 IWN 的 UVT 季度滚动平均误差为 2.15%，标准差为 1.29%；跟踪误差最小的跟踪 DIA 的 DDM 季度滚动平均误差为 0，标准差为 0.78%。运用 (\*) 式推导的结果与实际运行结果之间的平均误差基本上在 1% 至 2% 之间，同时标准差基本上在 1% 以内，显示出推导结果的准确性。

表 3 2 倍正向杠杆 ETF 跟踪误差

Underlying ETF	Tracking error (average, %)	Standard deviation (%)	Leveraged ETF
QQQQ	0.04	0.47	QLD
DIA	0.00	0.78	DDM
SPY	-0.06	0.40	SSO
IJH	-0.06	0.38	MVV
IJR	1.26	0.71	SAA
IWM	1.26	0.88	UWM
IWD	1.00	0.98	UVG
IWF	0.50	0.59	UKF
IWS	-0.33	1.20	UVU
IWP	-0.02	0.61	UKW
IWN	2.15	1.29	UVT
IWO	0.50	0.74	UKK
IYM	1.44	1.21	UYM
IYK	1.20	0.75	UGE
IYC	1.56	1.04	UCC
IYF	-0.22	0.74	UYG
IYH	0.40	0.42	RXL
IYJ	1.05	0.74	UXI
IYE	-0.73	1.71	DIG
IYR	1.64	1.86	URE
IYW	0.51	0.55	ROM
IDU	0.25	0.55	UPW

资料来源：Path-Dependence of Leveraged ETF Return

对于 2 倍反向杠杆 ETF，我们假设融券成本  $\lambda_f = 0$ 。跟踪误差最大的是跟踪 IYF 的 SKF，平均误差为 3.30%，标准差 3.03%；跟踪误差最小的是跟踪 IYW 的 REW，平均误差为 0.01%，标准差 0.80%。部分 2 倍反向杠杆的跟踪误差相对 2 倍正向杠杆 ETF 较大，误差的标准差也相对更大。这主要是因为这些杠杆 ETF 跟踪的一般是金融和能源行业指数，在 2008 年 7 月到 11 月间，由于当时次贷危机 SEC 宣布了一系列限制做空的禁令（尤其对金融和能源行业），导致杠杆 ETF 难以借入相应股票，期间收益与 (\*) 式计算结果偏差明显增加，IYF 的跟踪标的即为金融行业指数。

表 4 2 倍反向杠杆 ETF 跟踪误差

Underlying ETF	Tracking error (average, %)	Standard deviation (%)	Leveraged ETF
QQQQ	0.22	0.80	QID
DIA	-2.01	3.24	DXD
SPY	-1.40	2.66	SDS
IJH	0.69	0.64	MZZ
IJR	-0.55	0.86	SDD
IWM	0.94	0.91	TWM
IWD	0.32	1.40	SJF
IWF	-0.30	1.34	SFK
IWS	-2.06	3.03	SJL
IWP	0.93	0.92	SDK
IWN	-2.21	1.80	SJH
IWO	-0.19	0.79	SKK
IYM	1.82	0.99	SMN
IYK	-0.76	1.98	SZK
IYC	0.79	0.92	SCC
IYF	3.30	3.03	SKF
IYH	1.04	0.91	RXD
IYJ	0.32	0.74	SIJ
IYE	0.43	3.09	DUG
IYR	2.00	2.07	SRS
IYW	0.01	0.80	REW
IDU	1.75	1.06	SDP

资料来源：Path-Dependence of Leveraged ETF Return

3 倍杠杆 ETF 则有着明显比较高的跟踪误差标准差，3 倍反向杠杆 ETF 的 FAZ 标准差达到 4.04%，这也是因为杠杆比例更高的缘故。同样，金融危机导致部分金融行业和能源行业的反向杠杆 ETF 的跟踪误差更大。

表 5 3 倍反向杠杆 ETF 跟踪误差

Underlying ETF/index	Tracking error (average, %)	Standard deviation (%)	3X bullish LETF
IWB	0.44	0.55	BGU
IWM	0.81	0.75	TNA
RIFIN.X	3.67	2.08	FAS
RIENG.X	2.57	0.70	ERX
EFA	1.26	2.32	DZK
EEM	1.41	1.21	EDC

资料来源：Path-Dependence of Leveraged ETF Return

表 6 3 倍反向杠杆 ETF 跟踪误差

Underlying ETF/index	Tracking error average, %)	Standard deviation (%)	3X bearish LETF
IWB	-0.08	0.64	BGZ
IWM	0.65	0.76	TZA
RIFIN.X	-1.63	4.04	FAZ
RIENG.X	-1.41	1.01	ERY
EFA	-1.54	1.86	DPK
EEM	0.49	1.43	EDZ

资料来源：Path-Dependence of Leveraged ETF Return

#### 4. 总结

本篇论文从股票（指数）一般维纳过程出发，考虑了杠杆 ETF 实现杠杆的各项成本，利用 Ito 引理推导出了杠杆 ETF 长期收益与标的指数（ETF）收益之间的显式表达式。根据该表达式，杠杆 ETF 的价格变化与标的非杠杆 ETF 价格变化是相差  $\beta$  次方的关系，同时标的指数本身的波动率、杠杆 ETF 的融资融券成本、本身的费率高低都会对长期杠杆 ETF 的收益倍数杠杆偏离差产生影响，反向杠杆 ETF 会更容易产生杠杆偏离的情况。论文以美国市场上运行的杠杆 ETF 历史数据，对模型进行了验证。从实证结果来看，模型计算结果与实际结果吻合得很好，证明了公式的有效性。

## 基金费率另类衡量法之“主动管理费率”研究

文章来源：Ross M. Miller, Measuring the True Cost of Active Management by Mutual funds, Journal of Investment Management, Vol.5, No.1, (2007), pp. 29-49

推荐人：伍彦妮 021-23219774

推荐理由：2013年2月22日，证监会公布了《关于修改〈开放式证券投资基金销售费用管理规定〉的决定（征求意见稿）》，明确提出基金费率市场化的方向，将基金费率问题再次引入大众的视野。目前中国基金费率差异很小，市场化方向还有很长的路要走。美国共同基金费率市场化程度较高，长期趋势向下，美国人民对于基金费率有何吐槽言论？对于我国基金费率问题又有何启示和借鉴？

从视角新颖的角度，我推荐下面这篇关于基金费率的文章。这篇文章叫做 Measuring the True Cost of Active Management by Mutual funds, 发表在 2007 年 1 季度的 Journal of Investment Management 上（29-49 页）。文章对基金费率问题的主要关注点是：主动管理基金相对于被动管理基金的费率高出不少，但许多主动管理基金与市场指数的相关性较高，净资产中“主动管理”的比例并不高；因此，持有人可能为主动管理基金支付了较高的“主动管理费率”。文章用特定的方法将基金资产中的主动管理部分与被动管理部分进行了剥离，并计算了剥离后的主动管理部分的费率情况，统计显示，美国基金“主动管理费率”较高，达到约 5.2%。

### 1. 主动管理费率计算方法推导

文章的第一部分推导了主动管理费率的计算方法。首先，基金的费用应等于主动管理部分的费用与被动管理部分的费用之和：

$$C_P = (1 - w_A) C_I + w_A C_A \quad (1)$$

在上式中， $C_P$  表示基金组合的费率， $C_I$  表示被动管理的费率， $C_A$  表示主动管理的费率， $w_A$  代表主动管理的比例。通过上式可以得到主动管理的费率如下式：

$$C_A = C_I + \frac{C_P - C_I}{w_A} \quad (2)$$

由于基金组合的费率、被动管理的费率可以直接得到（被动管理费率可用指数型基金平均费率），要计算出主动管理费率，主要需要计算出基金资产中进行主动管理的比例  $w_A$ ，推导如下。

第一步，组合回报率可以写成下式：

$$r_P = (1 - w_A) r_I + w_A r_A \quad (3)$$

其中， $r_P$  为组合收益率， $r_I$  为指数回报率， $r_A$  是主动管理的回报率。对上式两边取方差，在假设主动管理部分收益与被动管理部分收益间的相关系数为 0 的情况下，能够得到下式。

$$\sigma_P^2 = (1 - w_A)^2 \sigma_I^2 + w_A^2 \sigma_A^2 \quad (4)$$



通常的，我们用  $R$  方来表示回归方程的解释力度，因此有：

$$\frac{(1 - w_A)^2 \sigma_I^2}{\sigma_{P'}^2} = R^2 \quad (5)$$

所以也有，

$$\frac{w_A^2 \sigma_{A'}^2}{\sigma_{P'}^2} = 1 - R^2 \quad (6)$$

将（5）和（6）式相除，能够得到：

$$\frac{w_A^2 \sigma_{A'}^2}{(1 - w_A)^2 \sigma_I^2} = \frac{1 - R^2}{R^2} \quad (7)$$

在假设主动管理部分收益的方差与被动管理部分的方差相同的情况下，对（7）开方，能够得到：

$$\frac{w_A}{(1 - w_A)} = \frac{\sqrt{1 - R^2}}{R} \quad (8)$$

所以，

$$w_A = \frac{\sqrt{1 - R^2}}{R + \sqrt{1 - R^2}} \quad (9)$$

到此，基金中主动管理部分的比例就可以通过  $R$  方计算出来。结合（2）式，可以得到主动管理费率的最终计算公式：

$$C_A = C_P + \frac{R(C_P - C_I)}{\sqrt{1 - R^2}} \quad (10)$$

通过同样的推导方法，也可以找出真实的主动管理  $\alpha$  的计算公式：

$$\alpha_A = \alpha_P + \frac{R(\alpha_P + C_I)}{\sqrt{1 - R^2}} \quad (11)$$

## 2. 计算共同基金的主动管理费率和真实 $\alpha$

晨星系统对共同基金过去 3 年的月度的收益率进行回归，得到基金的  $\alpha$ ,  $\beta$  和  $R$  方数据，文章直接使用了晨星的数据，根据上面推导的公式，计算出每只基金的主动管理费率和真实  $\alpha$ 。汇总数据如下表所示。

Table 1 Properties of the large-cap mutual fund samples and the Morningstar universe of funds.

Category	Sample mean							
	Funds in sample	Net assets in \$million	$R^2$	Active share $w_A$	Expense ratio		Alpha	
					Overall $C_P$	Active $C_A$	Overall $\alpha_P$	Active $\alpha_A$
Institutional large-cap funds	36	334.23	96.86	14.52	0.77	5.14	-1.34	-7.71
Retail large-cap funds	116	1615.22	95.91	15.87	1.26	7.57	-1.55	-9.42
All large-cap funds	152	1311.83	96.14	15.55	1.15	6.99	-1.50	-9.01
Morningstar reference universe	4754	509.71	90.24	22.05	1.26	5.20	-0.59	-3.19

Note:  $R^2$ , active shares, expense ratios, and alphas are given in percent (%).

Source: Derived from Morningstar data. All data covers the 36-month period from January 2002 through December 2004 except for expense ratios, which are the reported numbers as of the end of 2004.

可以看到,对于晨星所有 4754 只符合条件的股票型基金,其平均  $R$  方达到 90.24%,即市场指数能够解释 90%以上的基金收益。根据以上推导的公式,在这些基金共 5.10 亿美金资产中,平均有 22.05%的资产是由基金经理主动管理,其余 78%的资产都是跟踪指数被动管理。

从表面上来看,这些基金的平均费率是 1.26%。由于仅有约 1/5 的资产是主动管理,因此实际的主动管理费率达到了 5.20%。同时也可以看到,美国基金整体获得的超额收益  $\alpha$  为负值;考虑到主动管理比例之后,真实的  $\alpha$  变为 -3.19%。市场有效程度高,难以获得超额收益,可能也是美国主动管理的共同基金较大比例也采用被动跟踪指数方法来管理的原因之一。

此外,作者还给出了主动管理费率最低和最高的基金。可以看到,主动管理费率较低的基金中,主要是本身名义费率也较低的基金,这些基金多数  $R$  方也在 90%以上,计算下来主动管理费率约为 2~3%之间。在主动管理费率较高的基金中,多数为本身名字费率较高,且  $R$  方同样较高的基金;这些基金的  $R$  方达到 98%以上,计算下来主动管理费率高达 15%甚至 20%以上。

Table 3 Retail large-cap mutual funds with the 10 lowest active expense ratios.

Fund	Fund name	Ticker symbol	Morningstar category	Expense ratio		Alpha		Net assets in \$ million	$R^2$
				Active $C_A$	Overall $C_P$	Active $\alpha_A$	Overall $\alpha_P$		
IN	State St Exchange	STSEX	Large blend	2.08	0.59	-5.89	-1.41	299.4	93
Fra	Hartford Stock HLS IA	HSTAX	Large blend	2.25	0.49	-22.45	-3.51	5666.4	97
Fid	Parnassus Equity Inc	PRBLX	Large blend	2.54	0.95	11.25	3.55	778.1	81
UB	Fidelity Exchange	FDLEX	Large blend	2.65	0.64	10.97	1.90	238.7	95
Sun	Van Kampen Exchange	ACEHX	Large blend	2.69	0.78	-14.18	-3.53	63.6	91
PIA	Fidelity Equity-Inc II	FEQTX	Large value	2.89	0.64	21.47	3.49	12915.4	96
Hai	Fidelity Growth & Income	FGRIX	Large blend	2.91	0.69	-3.93	-0.88	32106.1	95
Pri	TIAA-CREF Growth & Inc	TIGIX	Large blend	2.92	0.43	-18.69	-1.87	523.9	99
Dre	Fidelity Discovery Fund	FDSVX	Large blend	2.94	0.84	2.16	0.38	551.9	91
T. F	Fidelity Adv Div Gr I	FDGIX	Large blend	2.96	0.74	-10.79	-2.32	895.9	94
Me	Mean			2.68	0.68	-3.01	-0.42	5403.9	93.20

Note: Expense ratios, alphas, and  $R^2$  are given in percent (%).

Source: Derived from Morningstar data. All data covers the 36-month period from January 2002 through December 2004 except for expense ratios, which are the reported numbers as of the end of 2004.

### 3. 译者的话

整体上看，美国主动股票型基金 1.26% 的费率水平较国内水平为低，美国研究员仍然质疑管理费率的合理性，可见中国基金费率市场化仍有很长的路要走。从现实情况来看，中国主动股票型基金由于追求相对收益，也有部分基金在一定程度上追随指数的配置，采取“核心”+“卫星”的配置方法，在规模较大的基金中更加普遍。如果将文中“主动管理费率”的衡量方法应用到中国基金中，该费率也将在现有水平上有所提高。

另一方面，文章也存在一定的局限性。首先，在不能够战胜指数的时候，或者当基金经理认为市场不确定性较大的时候，追随指数的配置也是一种合乎情理，合理规避风险的选择。基金经理有理由在自信的时候对较大比例资产采取主动管理，在不确定的时候对较大比例资产采取被动管理策略。另外，文中公式的推导假设主动管理资产和被动管理资产之间相关性为 0，方差相同，这一点同样值得商榷。值得肯定的是，文章在衡量基金真实的管理费用上走出了一步，在分离基金主动管理资产和被动管理资产上有所尝试。

## 基金流动性风格——低流动性基金收益更优

文章来源：Thomas M. Idzorek, CFA, James X. Xiong, CFA, and Roger G. Ibbotson, The Liquidity Style of Mutual Funds, Financial Analysts Journal Volume 58 • Number 6

推荐人：单开佳 021-23219448 桑柳玉 021-23219686

推荐理由：根据流动性溢价理论，其他条件相同，投资者更喜欢高流动性资产，为了吸引投资者投资流动性较差的资产，就必须有较高的回报溢价预期（但不保证）。流动性较差的上市公司股票带来的风险调整后的收益媲美甚至超过最典型的三个市场异常回报：小盘股相对大盘股的超额收益，价值型相对于成长型的超额收益，高动量相对于低动量的超额收益（Carhart 1997）。例如，Amihud 和 Mendelson (1986)利用买卖报价价差来测量流动性并且检验 1961-1980 年的股票收益与流动性之间的关系，他们验证的结果与流动性溢价概念一致。Datar, Naik 和 Radcliffe (1998)使用换手率作为流动性的代表变量，结果发现股票收益率与其换手率显著负相关，这就印证了低流动性股票会带来较高的平均收益率。总体而言，这些研究结果支持股票低流动性和高回报之间的关系。

Pastor 和 Stambaugh (2003) 表明整个市场流动性似乎是一个状态变量，预期股票收益率与股票收益率对总流动性的敏感度横截面相关。根据他们的测量，股票盘子越小，流动性越差，因此对于总流动性高度敏感。此外，Li, Mooradian, 和 Zhang (2007) 的研究证明，整个市场的流动性是一个重要的风险因子，对于预期收益率有着显著的影响。最近，Lou 和 Sadka (2011)论证了区别流动性水平（据 Amihud 2002 测算）与流动性风险（对于整个市场流动性变化的敏感度）的重要性。他们发现，在危机期间，相对于流动性水平，流动性风险是一个更好的预测股价的指标。

对于单只股票层面上的流动性，学术界早已做过各种研究，并将其视为一种“风险因子”。基金作为一个持续的投资组合，也需要流动性，但直到最近，流动性才与价值成长、大盘小盘一样被当做一种基金的投资风格来对待。

在投资组合流动性的研究方面，Ibbotson, Cben, Kim 和 Hu (2012)采用从 1972 开始的全美最大的 3500 只股票的月度数据，基于流动性将股票按照相同加权分位数分类。他们的研究表明，在控制住规模、估值和动量之后，流动性相对较差的股票组合的表现比流动性强的股票组合表现好。Ibbotson 等(2012)试图将风险因子和投资风格区别开，将流动性定义为一种风格，之前被忽略的失踪的风格。

尽管这些关于股票流动性的发现令人印象深刻，但是我们都知道，几乎没有基金经理会主动寻求流动性较差的股票。这种新型的投资风格对于基金有指导意义么？如果是这样，有意或无意中加入低流动性股票构建的投资组合，不仅有益于创建基金，也有益于挑选基金。如果存在流动性风格基金，那么我们的研究可能会促使基金经理避免投资那些流动性过强（过量交易）的股票，并减少不必要的交易。

### 一、数据和方法

**美国共同基金样本：**采用 1995 年 2 月至 2009 年 12 月晨星系统中所有美国股票型开放式共同基金以及其持股数据。

**非美国股票共同基金样本：**采用 2000 年起至 2010 年 1 月晨星系统中所有非美国股票型开放式共同基金以及其持股数据。

**流动性刻画：**个股的流动性用换手率指标刻画，即前一年日均交易量除以总股本。共同基金持股的流动性采用每个时间点的加权平均来刻画，如果部分个股没有换手率数据，那么忽略这个股票，重新计算权重加权，如果组合中有超过 40% 的个股没有流动性，则忽略这个共同基金。

**风格划分：**将所有的共同基金按照加权平均流动性得分排序并按照个数五等分，持股流动性最差的记为 L1，持股流动性最好的记为 L5，构建流动性风格划分。风格划分更新频率为月度。

在研究方法上，本文主要通过比较同一类基金中持股流动性不同的几个小组（按照持股流动性划分为 5 组）的年收益，超额收益是否存在显著的差异来衡量基金流动性风格是否存在。

## 二、实证检验——流动性较差的基金收益更高

我们分析了基金投资流动性风格的影响和意义。我们发现，持有低流动性股票的基金的业绩，要比持有高流动性股票的共同基金高出 2.65%（过去 15 年年化几何平均值）。对于每一小类基金，流动性最低的组合都有最优的年化几何收益率，年化算数收益率，标准差，夏普比率和超额收益，并且流动性最低组合相对于流动性最高组合的这些收益优势在大多数情况下都是显著的。

事实上，实证检验包括了多方面的指标：总收益、每年几何平均收益、算数平均收益、标准差、夏普以及 alpha。Alpha 指标采用了两个不同模型来计算：（1）将每个类别与平均收益相比，（2）用三个传统 Fama French 因子看超额收益，包括与市场收益相比的超额收益，小盘风格减去大盘风格的超额收益以及价值风格减去成长风格的超额收益。每个类别中指标都是将该类别中的所有基金简单平均所得。

下表总结了所有的数据检验结果，结果显示了几个特征：

- ✧ 所有 16 个组低流动性组合均有较高的年化几何平均收益、年化算数平均收益、标准差、夏普值和年化 alpha。
- ✧ 在成长组中，低流动性组合超额收益的 t 检验超过 2.0，说明超额收益在 95% 的置信度下显著。
- ✧ 16 组中有 11 组数据显示，与 Fama French 三个传统因子相比，L1-L5 的 t 检验超过 2.0。
- ✧ 相对于所有类别均值，L1 与 L5 之间最大的年化 alpha 差异出现在小盘风格组中而最小的年化 alpha 差异出现在大盘价值风格组中。用 Fama French 三个传统因子模型，L1 与 L5 之间最大的年化 alpha 差异出现在小盘风格组中而最小的年化 alpha 差异出现在大盘成长风格组中。这个结果与 Ibbotson (2012) 的相关股票研究结果相类似。
- ✧ 对于所有的样本（美国及非美国）L1 的年化几何平均收益高于 L5 2.65%，标准差更低，且 alpha 显著。



图 1 实证检验结果——不同流动性风格基金收益情况

	Geometric Mean (%)	Arithmetic Mean (%)	Standard Deviation (%)	Sharpe Ratio	Annualized Alpha Relative to Category Average (%)	t-Statistic of Alpha Relative to Category Average	Annualized Alpha Relative to Fama-French Factors (%)	t-Statistic of Alpha Relative to Fama-French Factors
Small value L1	10.86	12.26	17.61	0.50	1.68	2.69	2.50	1.71
Small value L2	10.79	12.50	19.55	0.46	0.77	1.46	2.10	1.33
Small value L3	10.17	11.91	19.63	0.43	0.14	0.26	1.58	0.96
Small value L4	9.48	11.26	19.81	0.39	-0.61	-1.17	0.84	0.52
Small value L5	8.09	10.05	20.75	0.31	-2.17	-2.20	-0.86	-0.67
Small value average	9.91	11.59	19.27	0.42	—	—	1.26	0.90
L1 - L5	2.77	2.21	-3.15	0.18	3.93	3.21	3.39	2.98
Small core L1	11.25	12.67	17.74	0.51	2.93	3.21	2.87	1.98
Small core L2	9.48	11.14	19.09	0.40	0.59	0.88	1.00	0.67
Small core L3	8.81	10.71	20.43	0.35	-0.61	-1.35	0.18	0.12
Small core L4	8.73	10.93	22.07	0.34	-1.19	-1.76	-0.11	-0.08
Small core L5	7.94	10.13	21.98	0.30	-1.87	-2.09	-0.73	-0.57
Small core average	9.29	11.11	20.02	0.38	—	—	0.67	0.52
L1 - L5	3.32	2.54	-4.24	0.21	4.88	3.19	3.62	3.35
Small growth L1	9.26	11.15	20.44	0.37	2.81	2.15	0.82	0.70
Small growth L2	7.88	10.43	23.91	0.29	0.47	0.81	-0.40	-0.31
Small growth L3	6.87	9.87	25.93	0.24	-0.90	-1.77	-1.21	-0.88
Small growth L4	8.13	11.50	27.84	0.29	0.01	0.01	0.02	0.01
Small growth L5	6.26	10.04	29.30	0.22	-1.98	-2.58	-1.76	-1.14
Small growth average	7.77	10.60	25.22	0.28	—	—	-0.50	-0.41
L1 - L5	3.00	1.30	-8.86	0.15	4.88	2.59	2.62	1.83
Mid value L1	11.06	12.15	15.52	0.56	2.31	3.66	3.74	2.88
Mid value L2	9.95	11.28	17.13	0.45	0.49	0.69	2.55	1.53
Mid value L3	9.76	11.11	17.23	0.44	0.20	0.35	2.23	1.54
Mid value L4	9.82	11.45	18.92	0.42	-0.46	-0.75	1.87	1.29
Mid value L5	7.81	9.72	20.39	0.30	-2.83	-2.52	-0.54	-0.40
Mid value average	9.73	11.14	17.56	0.43	—	—	2.00	1.54
L1 - L5	3.25	2.42	-4.87	0.25	5.27	3.92	4.30	3.73
Mid core L1	10.66	11.81	15.87	0.52	2.71	2.32	2.28	2.48
Mid core L2	10.06	11.58	18.29	0.44	0.81	1.13	2.17	1.76
Mid core L3	10.24	12.02	19.86	0.43	0.33	0.54	2.14	1.68
Mid core L4	9.22	11.12	20.49	0.37	-0.91	-1.38	1.05	0.75
Mid core L5	7.47	9.65	21.86	0.28	-2.85	-2.24	-0.51	-0.40
Mid core average	9.61	11.23	18.87	0.41	—	—	1.60	1.50
L1 - L5	3.19	2.16	-5.99	0.24	5.71	2.90	3.74	2.68
Mid growth L1	9.82	11.27	17.94	0.43	3.36	2.36	2.22	2.10
Mid growth L2	9.14	11.26	21.82	0.35	1.27	1.87	1.52	1.17
Mid growth L3	8.38	11.01	24.38	0.31	-0.13	-0.30	0.85	0.57
(continued)								
Mid growth L4	7.35	10.39	26.15	0.26	-1.47	-2.32	-0.04	-0.02
Mid growth L5	6.63	10.19	28.46	0.23	-2.54	-2.40	-0.58	-0.29
Mid growth average	8.38	10.82	23.39	0.31	—	—	0.78	0.58
L1 - L5	3.18	1.08	-10.52	0.20	6.04	2.72	2.82	1.42
Large value L1	8.44	9.41	14.49	0.41	1.61	3.67	2.07	2.02
Large value L2	7.65	8.75	15.38	0.34	0.46	1.59	1.09	1.12
Large value L3	7.42	8.61	16.04	0.32	-0.03	-0.15	0.65	0.71
Large value L4	7.07	8.34	16.53	0.29	-0.55	-2.29	0.19	0.20
Large value L5	6.11	7.52	17.32	0.23	-1.71	-2.98	-1.11	-1.33
Large value average	7.35	8.52	15.88	0.31	—	—	0.62	0.69
L1 - L5	2.33	1.89	-2.83	0.18	3.37	3.76	3.21	4.58
Large core L1	7.95	8.95	14.69	0.37	1.70	2.88	1.50	2.39
Large core L2	6.91	8.10	15.98	0.29	0.16	0.70	0.25	0.61
Large core L3	6.66	7.97	16.76	0.27	-0.33	-1.21	0.01	0.02
Large core L4	6.35	7.63	16.56	0.25	-0.59	-2.66	-0.43	-1.05
Large core L5	6.30	7.84	18.12	0.24	-1.01	-1.39	-0.97	-2.06
Large core average	6.86	8.10	16.31	0.28	—	—	0.08	0.24
L1 - L5	1.65	1.11	-3.42	0.13	2.74	2.55	2.48	3.38
Large growth L1	7.61	8.80	16.04	0.33	1.99	2.01	1.21	1.86
Large growth L2	6.92	8.36	17.64	0.27	0.72	1.34	0.31	0.47
Large growth L3	5.86	7.48	18.62	0.21	-0.61	-2.01	-0.82	-1.10
Large growth L4	6.74	8.63	20.30	0.25	-0.16	-0.44	-0.18	-0.20
Large growth L5	5.87	8.60	24.52	0.21	-1.70	-1.38	-1.21	-0.83
Large growth average	6.68	8.38	19.15	0.25	—	—	-0.18	-0.25
L1 - L5	1.75	0.20	-8.68	0.12	3.74	2.23	2.46	1.50
Small L1	11.12	12.61	18.19	0.50	4.17	2.45	2.66	1.87
Small L2	9.36	11.19	20.06	0.38	1.45	1.25	0.74	0.54
Small L3	8.40	10.72	22.24	0.32	-0.53	-1.42	-0.23	-0.19
Small L4	7.76	10.59	25.28	0.28	-1.67	-1.68	-0.59	-0.47
Small L5	6.75	9.91	26.42	0.24	-2.90	-2.48	-1.63	-1.24
Small average	8.82	11.00	22.01	0.34	—	—	0.19	0.18
L1 - L5	4.37	2.70	-8.42	0.26	7.27	2.84	4.36	2.51
Mid L1	10.24	11.42	16.98	0.49	3.90	2.13	2.75	2.30
Mid L2	10.00	11.58	18.70	0.43	2.06	1.91	2.14	2.04
Mid L3	9.25	11.28	21.29	0.36	0.25	0.54	1.33	1.10
Mid L4	7.75	10.54	24.07	0.28	-1.97	-2.63	-0.01	-0.01
Mid L5	6.91	10.08	26.70	0.25	-3.23	-2.24	-0.63	-0.37
(continued)								

如下图所示，美国不同风格基金中流动性最差的基金相比于流动性最好的基金能获得显著的超额收益。下图中每个风格小格中的第一行代表流动性最差 1/5 的基金的几何年化收益，第二行代表所有这类基金的平均几何年化收益，第三行代表流动性最好的 1/5 的基金的收益，第四行黑体的数字代表流动性最差和最好基金组之间收益之差。风格箱右侧和下方的黑体数字也代表了这类基金中流动性最差和最好的基金的几何年化收益之差。例如，large 和 value 对应的大盘价值风格基金中，流动性最差的 1/5 的基金的平均年收益为 8.44%，所有大盘价值风格基金的平均年收益为 7.35%，而流动性最好的 1/5 的大盘价值风格基金平均年化收益为 6.11%，这样流动性最差和最好的 1/5 的基金的平均年化收益相差 2.33%。同时，所有价值风格基金中流动性最差和最好的 1/5 的基金平均年化收益相差 2.56%，所有大盘风格基金中流动性最差和最好的 1/5 的基金平均年化收益相差 0.67%。



图 1 美国各类风格股票基金收益情况

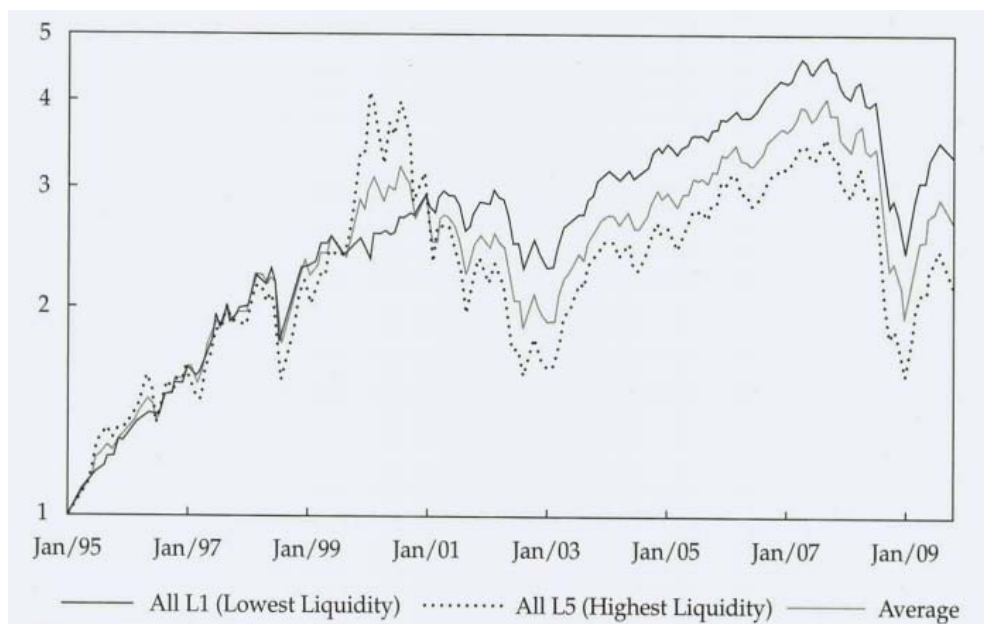
		Value	Core	Growth	Value minus Growth
		Valuation Spectrum			
Size Spectrum	Large	8.44	7.95	7.61	0.67
		7.35	6.86	6.68	
		<u>6.11</u>	<u>6.30</u>	<u>5.87</u>	
		2.33	1.65	1.75	
	Mid	11.06	10.66	9.82	1.35
		9.73	9.61	8.38	
		<u>7.81</u>	<u>7.47</u>	<u>6.63</u>	
		3.25	3.19	3.18	
	Small	10.86	11.25	9.26	2.14
		9.91	9.29	7.77	
		<u>8.09</u>	<u>7.94</u>	<u>6.26</u>	
		2.77	3.32	3.00	
Small minus Large		2.56	2.43	1.09	

### 三、不同市场分析——低流动性基金在熊市中表现更好

在不同的市场环境中是否也有低流动性风格组合业绩好于高流动性风格组合的特点？从区分市场环境的检验结果来看，低流动性风格组合较高流动性风格组合的超额收益主要来自于下跌市场，低流动性风格组合平均跌幅较小，尤其是金融危机的时候，超额收益更为明显，这主要是因为高流动性个股由于流动性较好往往会受到较多的抛压盘。这一实证结果也说明机构持有低流动性个股更多的是为了长期持有获利，而非是频繁交易。这点也可以从基金的换手率看出，所有的美国的共同基金中，L1 中基金的年换手率显著低于 L5 中基金的年换手率。

如下图所示，虽然在 1995 至 2009 年的大部分时间里，低流动性基金都有更好的表现，但在某些时间段如科技泡沫时期高流动性基金表现更好，可能由于这一时期科技类股票需求旺盛，流动性高，股价表现更好，使得高流动性基金有更好的表现。

图 2 美国各类股票基金 1995 到 2009 年年化收益情况



此外，通过将市场按照月度涨跌划分为上涨和下跌，分别分析在两类市场中不同流动性基金表现，发现低流动性风格基金在熊市中优势更显著，尤其在金融危机期间（2000 年 4 月到 2001 年 11 月，2008 年 9 月到 2009 年 2 月）损失更小。因此，持有低流动性股票的基金业绩较好的原因可能是其在熊市中的良好表现。动荡的股市中，持有高流动性股票的基金经理更倾向于交易，整个市场的频繁交易会使得高流动性股票价格加速下跌，最终使得持有流动性最强股票的基金遭到较大的跌幅。

表 2 上涨下跌市场中不同流动性基金表现情况

	Up Periods	Down Periods	Average Up-Market Return	Average Down- Market Return	Up- Market Capture	Down- Market Capture	Up-Market/ Down- Market Capture Ratio	Loss from Apr. 2000 to Dec. 2001	Loss from Sep. 2008 to Feb. 2009
All L1	117	62	3.03%	-3.09%	86.31	75.93	1.14	11.0%	-40.3%
All L2	112	67	3.3	-3.75	93.91	91.88	1.02	-5.9	-42.3
All L3	109	70	3.47	-4.19	98.73	102.57	0.96	-17.4	-43.5
All L4	107	72	3.89	-4.75	110.45	116.32	0.95	-24.5	-43.5
All L5	106	73	4.37	-5.63	123.01	138.71	0.89	-39.6	-45.1
All average	109	70	3.61	-4.28	102.78	104.85	0.98	-17.7	-42.8

#### 四、稳健性检验

为了使结果更有说服力，将采用数据季度时滞、每年调整成分、改变流动性衡量指标、采用非美国股票型基金等方法进一步验证我们的结论。在四个独立的稳健性检验中，我们发现了类似的结果，即流动性较差的基金能够获得更高的收益。

稳健性检验一：基金调整股票时滞为一个季度，最初采用的数据是每月计算基金持股流动性和收益，将计算频率降低的一季度一次，结果相似，甚至流动性较差基金组合的超额收益更显著。

表 3 采用一个季度时滞的实证结果（1995 年 2 月-2009 年 12 月）

	Geometric Mean (%)	Arithmetic Mean (%)	Standard Deviation (%)	Sharpe Ratio	Annualized Alpha Relative to Category Average (%)	t-Statistic of Alpha Relative to Category Average	Annualized Alpha Relative to Fama-French Factors (%)	t-Statistic of Alpha Relative to Fama-French Factors
All L1	8.83	9.89	15.17	0.42	3.05	2.19	2.39	2.66
All L2	7.74	9.00	16.48	0.33	1.26	1.29	1.16	1.92
All L3	6.68	8.14	17.7	0.26	-0.32	-0.61	-0.18	-0.30
All L4	6.76	8.66	20.28	0.25	-0.97	-1.59	-0.48	-0.61
All L5	5.58	8.34	24.69	0.2	-2.75	-1.48	-1.72	-1.37
All average	7.26	8.80	18.24	0.29	—	—	0.18	0.32
L1 - L5	3.26	1.55	-9.52	0.23	5.95	2.44*	4.17	2.42

Note: This table shows annualized results from monthly rebalanced composites.

\*Indicates a t-statistic of the alpha from an L1 versus L5 regression.

稳健性检验二：基金调整股票时滞为一年，拉长基金持股流动性计算周期和基金收益，得到的结果依然支持流动性较差的基金收益更高。

表 4 采用每年调整一次风格的实证结果（1995 年 2 月-2009 年 12 月）

	Geometric Mean (%)	Arithmetic Mean (%)	Standard Deviation (%)	Sharpe Ratio	Annualized Alpha Relative to Category Average (%)	t-Statistic of Alpha Relative to Category Average	Annualized Alpha Relative to Fama-French Factors (%)	t-Statistic of Alpha Relative to Fama-French Factors
All L1	7.86	8.92	15.17	0.36	2.39	1.84	2.31	2.77
All L2	6.61	7.86	16.33	0.27	0.62	0.64	1.04	1.85
All L3	6.39	7.83	17.57	0.25	-0.10	-0.18	0.60	0.93
All L4	6.53	8.42	20.28	0.25	-0.66	-1.07	0.39	0.45
All L5	5.81	8.42	24.03	0.21	-1.79	-0.97	-0.40	-0.32
All average	6.77	8.29	18.09	0.27	—	—	0.69	1.18
L1 - L5	2.05	0.50	-8.87	0.16	4.25	1.96*	2.72	1.68

Note: This table shows annualized results from annually rebalanced composites.

\*Indicates a t-statistic of the alpha from an L1 versus L5 regression.

稳健性检验三：重新定义股票流动性。按照 Amihud 关于流动性的定义重新将基金分类，即流动性定义为一段时间内股价涨跌幅除以该股票总成交额（该方法可能使得小市值股票表现出较弱流动性，因为小市值股票虽然成交金额较少，但价格波动很大）。事实上，基于换手率的低流动型风格基金通常也会有大估值偏见（该方法可能使得大市值股票表现出较弱流动性，而小市值股票表现出更强流动性）。

$$\text{Amihud measure} = \ln \left( \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \frac{|R_{i,d}|}{P_{i,d} \text{Vol}_{i,d}} \right),$$

where

$D$  = the number of trading days during the month ( $t$ )

$R_{i,d}$  = the stock's return on day  $d$

$P_{i,d}$  = the adjusted price on day  $d$

$\text{Vol}_{i,d}$  = the trading volume on day  $d$

Amihud 指标采用的是个股绝对收益与成交金额的比值，Amihud 指标越大流动性越差，这个指标并没有考虑股票的市值，因此股票市值的大小对计算结果有一定的影响。而小规模基金往往持股的平均市值会小于大规模基金，因此小规模基金的 Amihud 值相对会较高。实证结果显示，低流动性组合的收益高于高流动性组合，但是超额收益并不显著，同时低流动性组合的标准差较大，这与之前用换手率方法的实证结果相比存在一定差别。为此，我们调整了一下方法，将初始的组合分类按照 36 个月的波动率排序进行 5 等分，在每个子集中按照换手率和 Amihud 方法进行流动性排序五等分，共计 25 个小类，将所有的 L1 作为一个组合，以此类推。经过调整以后，可以发现，Amihud 与换手率两种方法得到的结论是一致的。

稳健性检验四：采用美国投资非美的共同基金数据。虽然采用美国非美股票基金数据并没有显著支持流动性较低的基金能获得更好的收益，但这主要可能由于非美基金数据量较少，数据时间长度有限等因素。

## ETF 会取代传统指数基金么？

文章来源: Ilan Guedj and Jennifer Huang, Are ETFs Replacing Index Mutual Funds? [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1108728](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1108728), 2009.3

推荐人: 倪韵婷 021-23219419

推荐理由: 研究被动产品几年, 一直有个困惑在我心中, 既然跟踪同一标的的指数的被动产品业绩分化很小, 那撇除投资者的市场割裂因素(银行间以及交易所), 是否所有的指数产品都应该以既有指数基金全部优点且还同时拥有交投简便、费率低廉又有套利功能的 ETF 形式发行? 假设未来市场不再分割, 是否所有的传统指数基金都会被 ETF 所替代? 本文很好的回答了这个问题, 作者通过构建均衡模型, 解释了传统指数基金和 ETF 针对的是不同流动性需求的客户群体, 他们会和谐共存, 同时与传统观念认为 ETF 更适合交投活跃的投资者不同, 文章证明了交投频繁的投资者更适合选择开放式基金而长期投资者则可能倾向于 ETF, 最后, 文章还为 ETF 的发展路径指明了方向, 即成份股较少的股票指数、行业相关度高的行业指数、高波动或者是低流动性的指数更适合用作 ETF 产品开发标的。

从 1993 年美国第一只 ETF 产品问世以来, ETF 快速发展并且目前已经占到了指数产品 40% 的市场规模。尽管其发展速度极快, 但并不是所有的业内人士都认同这种指数交易工具的价值。John Bogle, 领航集团的创始人, 就是 ETF 最为严厉的批判者, 他认为如果将传统指数基金称之为长期价值投资理念, 那么 ETF 的交易只能被定义为短期投机行为。当然另一方面, Lee Kranefuss, 巴克莱集团的 CEO 称赞 ETF 是拥有更多优势且费率更为便宜的优异产品, 认为 ETF 最大的优点是长期投资者不需要为那些交投活跃的投资者所导致的交易费率买单。

通常认为相比开放式的指数基金 (Open-Ended Index Mutual Fund, 下文简称 OEF) 受到的费率影响, ETF 是一个更有效的指数工具。尤其是当 OEF 的投资者申购或者赎回份额时, 这些需求被平摊到整个基金上并且以每日基金的收盘价成交, 并没有考虑到基金在未来执行需求时所需要真实面对的成交价格, 这种模式导致现有投资者需要承担新进投资者的申购成本以及赎回投资者的赎回成本。甚至有学者认为指数基金这种模式下所承担的交易费用比主动型基金更高 (Christoffersen, Keim, and Musto (2007))。ETF 则无需承担这类申购导致的交易费用, 和封闭式基金类似, ETF 由投资者承担自己的交易费用, 区别在于 ETF 允许投资者以实物模式申购赎回, 这种特征使得投资者能够在 ETF 价格和净值之间进行套利。尽管 ETF 可以避免他人申购导致的基金层面交投费用, 但他们仍需要为自己买卖成份股支付交易费用。事实上, 到目前为止, 投资界对于 ETF 到底是否比 OEF 更有效并没有定论, 文章作者试图建立模型来比较 ETF 和 OEF 对于不同流动性需求的小额投资者的效率差异。

### 模型构建

定义 3 个时间节点,  $t=0, 1, 2$ 。股票 S 在一个完全竞争市场交易, 最终股票在  $t=2$  时候的成交价格为  $V$ ,  $V \sim N(\bar{V}, \sigma_V^2)$  (1), 股票的单位供给为  $\bar{S}$ , 并且我们假设有个短期的利率为 0 的无风险证券。为了参与这个股票交易, 投资者可以选择参与 OEF (定义为 F) 或者是 ETF (定义为 E), 为了分析简便, 我们假设购买 ETF 与购买成份股是相同的成本。

我们定义 OEF 的运作模式为: 在时间 0 时, OEF 的投资者购买 OEF 份额, 每份 OEF 与其蕴含的股票资产一一对应, 在时间 1 时, 部分 OEF 的持有人赎回或者申购当时价格为  $P_1^F$  的基金份额, 假设是申购, 则需设立新的基金份额, 并且基金管理人将钱投



向无风险无收益资产（上文定义），如果是赎回，则基金先向无利息（上文定义的 0 利率证券资产）资产借款，随后以  $P_1^F$  的赎回价格支付给赎回者。在稍后的时间  $1+$  时，管理人需要在市场中或买或卖进行调整，但此时购买的价格可能是  $P_1^E$ ，假设  $P_1^F \neq P_1^E$ ，则基金因为这笔交易发生了偏差，这种偏差就是跟踪误差。

在实际投资中有连续的投资者，我们定义其权重为  $1+\mu$ ， $\mu$  是股票投资者，其他是 OEF 以及 ETF 的投资者，股票投资者保证股市的流动性。每个投资者在时间 0 时都有  $\bar{\theta}$  股的股票，投资者  $i$  在时间 2 时持有的股票价值是  $N_i$ ，其中  $N_i = Y_i (V - \bar{V})$ ， $Y_i = Y + \epsilon_i$  (2)，其中  $V$  是股票在价值，可用公式 (1) 表示， $Y$  和  $\epsilon_i$  是独立的，定义其波动率为  $\sigma_Y$  和  $\sigma_{\epsilon_i}$ 。所有的投资者均投资同一个股票  $Y$ ，即该股票会受到交投的流动性冲击。 $\epsilon_i$  对于所有投资者而言均是独立的，部分投资者可能受到比其他投资者更大的流动性冲击，我们定义  $\epsilon_i = s_i \sigma_{\epsilon}$ ， $s_i \sim \text{Uni } f[0,1]$  (3)，其中  $\sigma_{\epsilon}$  是最大的流动性冲击， $s_i$  是投资者  $i$  的流动性测度，位于 0 和 1 之间，由于  $\epsilon_i$  是独立的，对于每个投资者子集  $l$ ，个体的流动性冲击通常是抵消的，总的流动性需求只决定总冲击并且与权重  $\mu_l$  成比例， $\int_{i \in l} \epsilon_i = 0$ ， $\int_{i \in l} N_i = \mu_l Y (V - \bar{V})$  (4)，所有参与人收益期望可以被定义成一个效用函数，参与人  $i$  的效用函数可定义  $E[W_i^1] - \frac{\gamma}{2} \text{Var}[W_i^1]$  (5)，其中  $W_i^1$  是收益终值。

在时间 0，投资者决定投资 ETF 还是 OEF，定义投资 ETF 的投资者为  $\eta$  权重，OEF 投资者为  $1-\eta$  权重。在时间 0 时，ETF 的投资者不做任何动作，OEF 的投资者将它们的股票份额换成 OEF 份额。

Shocks	$Y_i = Y + \epsilon_i$			$V, N_i$
	0	1	1+	
OEF investors	$\bar{\theta}, 1-\eta$	$\theta_{i1}^F, X^F$	$X^F$	
ETF investors	$\bar{\theta}, \eta$		$\theta_{i1}^E$	
Stock investors	$\bar{\theta}, \mu$		$\theta_{i1}^S$	
Equilibrium	$\eta$	$P_1^F$	$\Delta$ $P_1^E$	$P_2^F = V - \Delta$ $P_2^E = V$

在时间 1，OEF 的投资者面临总的流动性冲击  $Y$ ，他们个人的风险暴露冲击为  $\epsilon_i$ ，此时他们面临的申购赎回基金的市场价格为  $P_1^F$  并且投资者选择持有最佳组合份额为  $\theta_{i1}^F$ ，投资者  $i$  赎回  $\bar{\theta} - \theta_{i1}^F$  份额的 OEF 并且获得  $P_1^F (\bar{\theta} - \theta_{i1}^F)$  的资金（如果  $\bar{\theta} - \theta_{i1}^F < 0$  则是申购），将所有投资者的行为加总，则 OEF 面临的赎回总量为  $X^F \equiv \int_{i \in \text{OEF}} (\bar{\theta} - \theta_{i1}^F) = (1-\eta) \bar{\theta} - \int_{i \in \text{OEF}} \theta_{i1}^F$  (6) 此时 OEF 的资产组合包含了  $(1-\eta) \bar{\theta}$  的份额以及  $-X^F P_1^F$  的现金。在时间  $1+$  时，OETF 根据投资者的需求进行操作，即到市场上买卖股票，卖出  $X^F$  份股票，卖出的价格为  $P_1^E$ 。此时，OEF 的总资产变成  $(1-\eta) \bar{\theta} - X^F = \int_{i \in \text{OEF}} \theta_{i1}^F$  的股票资产以及  $-X^F P_1^F + X^F P_1^E$  的现金，资产被平摊到每份 OEF 上，此时每份 OEF 等于股票资产加上一个  $\Delta$  的偏差，其中  $\Delta = X^F (P_1^F - P_1^E) / (\int_{i \in \text{OEF}} \theta_{i1}^F)$ 。

(7)。在时间  $1+$  时，所有的 ETF 投资者以及股票投资者为了迎合 OEF 的  $X^F$  份股票的调仓，同样对他们持有的股票  $Y_i$  进行调整，我们用  $P_1^E$  来表示股票或是 ETF 的均衡交易价格，用  $\theta_{i1}^E$  来定义时间  $1+$  时 ETF 投资者交易后持有份额，为了避免混淆，我们规定 OEF 的投



资者不允许交易 ETF。

在时间 2，投资者依据价格  $P_2^E$  和  $P_2^F$  清算他们的 OEF 和 ETF 资产，显然  $P_2^E = V$ 。而每份 OEF 则有  $\Delta$  金额的损失， $P_2^F = V - \Delta$ 。我们称  $\Delta$  为 OEF 相对于 ETF 的跟踪误差，根据上文提及的公式 (2)，我们最终可得到 OEF 以及 ETF 投资者的最终资产价值：

$$W_{i2}^E = \bar{\theta} P_1^E + \theta_{i1}^E (V - P_1^E) + Y_i (V - \bar{V}) \quad (8a)$$

$$W_{i2}^F = \bar{\theta} P_1^F + \theta_{i1}^F (V - \Delta - P_1^F) + Y_i (V - \bar{V}). \quad (8b)$$

#### 模型的探讨

文献中将 ETF 定义等同于成份股票，并且抓住了 OEF 和 ETF 交易机制中的根本差异，即流动性需求引起的交易成本。在实际中，对于多数 OEF 而言，投资者提交的申购赎回申请分摊到了整个资产池中，申购赎回者的成本为当天的 NAV，由于管理人不知道当天申购赎回金额的总量，因此只能在第二天（如果需求量很大，需要在之后的几天内）执行相关需求。而 ETF 投资者则承担自己的交易成本。由此得出了这样一些结论：第一，对于同样的流动性需求而言，OEF 和 ETF 的交易费用是不同的，OEF 的平均交易费用可能更大因为管理人执行有滞后性，当然如果管理人能预判到流动性需求并且高效执行，OEF 的交易费用也有可能小于 ETF 全天的平均交易费用。第二，即使 OEF 和 ETF 在相同的均价上进行交易，对于所有参与人而言承担的费率也是不同的，OEF 的持有人买卖的价格为  $P_1^E$ ，而  $P_1^E$  与买卖 Y 份额的相关性要远远弱于 ETF 持有人  $P_1^F$ ，从某种角度而言，OEF 的结构提供了一定的流动性保障。第三，在现实生活中，ETF 的持有人需要在股票交易中支付买卖价差（Bid 和 Ask 之间的价差），而 OEF 由于有申购有赎回，这部分股票交易相当于 0 价差。模型中假设所有 ETF 持有人以  $P_1^F$  交易忽略了这种价差，导致了对 ETF 持有人有利的模型模拟效果。第四，OEF 可以通过购买少量成份股达到模拟指数的效果，而 ETF 必须按比例购买指数成份股，并且在指数成份股调整时，比如将谷歌调整进入标普 500，ETF 的持有人就必须按比例卖掉其他 499 只成份股的多余份额再买入谷歌，而 OEF 则可以更高效的完成调整，这使得 OEF 在指数成份股调整时在交易费率上拥有显著优势。第五，ETF 通常被认为是避税效果更好的工具，事实上有学者证明了尽管 ETF 可能避税效果更好，但 SPDR ETF 在税前以及税后的表现都弱于领航的标普 500 指数基金，而且随着美国相关法律制度的改革，ETF 的税收优势正在减弱。

#### 模型的平衡求解

文章分 3 部来求解，首先求 ETF 持有人在时间 1+ 时候的均衡价格，其次，OEF 投资者在时间 1 的决策导致的跟踪误差，最后，计算在时间 0 时，投资 ETF 的权重。

ETF 市场在时间 1+ 的平衡：ETF 和股票者的权重分别是  $\eta$  和  $\mu$ ，假设 OEF 卖出  $X^F$  份股票，总的流动性冲击是 Y，ETF 在时间 1+ 时候的均衡价格是

$$P_1^E = \bar{V} - \gamma \sigma_v^2 \bar{\theta} - \gamma \sigma_v^2 \left( Y + \frac{X^F}{\eta + \mu} \right) \quad (9), \text{ETF (股票) 持有人 } i \text{ 持有的最佳份额是}$$

$$\theta_{i1}^E = \theta_{i1}^S = \frac{\bar{V} - P_1^E}{\gamma \sigma_v^2} - Y - \epsilon_i \quad (10a)$$

$$= \bar{\theta} + \frac{X^F}{\eta + \mu} - \epsilon_i. \quad (10b)$$

OEF 在时间 1 的均衡：假设 OEF 在时间 2 的价格为  $P_2^F = V - \Delta$ ，其中  $\Delta$  是跟踪误差，

$\Delta = \Delta_0 + \Delta_1 Y + \Delta_2 Y^2$ ，当冲击为 0 的时候 OEF 投资总的交易需求  $X^F$  也为 0。OEF 在时间 1 的均衡价格为  $P_1^F = \bar{V} - \gamma\sigma_v^2 \bar{\theta} - \Delta_0$  (11)，OEF 持有人  $i$  持有的最佳份额是

$$\theta_{i1}^F = \frac{\bar{V} - \Delta - P_1^F}{\gamma\sigma_v^2} - Y - \epsilon_i, \quad (12a)$$

$$= \bar{\theta} - \frac{\Delta_1 Y + \Delta_2 Y^2}{\gamma\sigma_v^2} - Y - \epsilon_i. \quad (12b)$$

OEF 和 ETF 市场通过 OEF 的需求  $X^F$  以及跟踪误差  $\Delta$  被连接了起来，跟踪误差是非线性的（见公式（6）和（7），考虑  $Y$  很小的情况（和  $\bar{\theta}$  相关），从上面 2 组公式可得到下列结果

a. 在时间 2，OEF 的均衡价格是  $P_2^F = \bar{V}$ ，其中  $\bar{\theta}$  是跟踪误差，

$$\Delta = \Delta_2 Y^2, \quad \Delta_2 \equiv (1 + \hat{\eta})\gamma\sigma_v^2 / \bar{\theta}, \quad \hat{\eta} \equiv \frac{1 - \eta}{\eta + \mu} \quad (13)$$

b. 在时间 1，OEF 和 ETF 的均衡价格分别是

$$P_1^F = \bar{V} - \gamma\sigma_v^2 \bar{\theta} \quad (14a)$$

$$P_1^E = \bar{V} - \gamma\sigma_v^2 \bar{\theta} - \gamma\sigma_v^2 (1 + \hat{\eta})Y - \hat{\eta}\Delta_2 Y^2 \quad (14b)$$

c. 在时间 1，OEF 和 ETF 投资者的均衡持有份额分别是

$$\theta_{i1}^F = \bar{\theta} - \epsilon_i - Y - (1 + \hat{\eta})Y^2 / \bar{\theta} \quad (15a)$$

$$\theta_{i1}^E = \bar{\theta} - \epsilon_i + \hat{\eta}Y + \hat{\eta}(1 + \hat{\eta})Y^2 / \bar{\theta}, \quad (15b)$$

其中 OEF 投资者总的需求是  $X^F = (\eta + \mu)(x_1 Y + x_2 Y^2)$ ，其中  $x_1 = \hat{\eta}$ ， $x_2 = \hat{\eta}(1 + \hat{\eta}) / \bar{\theta}$

ETF 在时间 0 的均衡规模：ETF 投资者的均衡权重如下

$$\eta = \begin{cases} 0, & \text{if } \mu < (k_\theta - 1) / (k_\theta + 1) \\ 1, & \text{if } k_\epsilon < (1 + k_\theta) / 3; \\ \frac{1}{3(1 + \mu)k_\epsilon} (k_\theta + \sqrt{k_\theta^2 + 3k_\epsilon(1 + \mu)^2 + 3k_\epsilon k_\theta(\mu^2 - 1)}), & o.w. \end{cases}$$

其中  $k_\epsilon \equiv \gamma^2 \sigma_v^2 \sigma_{\epsilon_i}^2$ ， $k_\theta \equiv \gamma^2 \sigma_v^2 \bar{\theta}^2$ 。上式中第一种情况表明在  $\mu$  很小的情况下，ETF 的权重跌至 0，这意味着市场中几乎没有股票投资者，如果 ETF 的权重很小，当 OEF 投资者触发需求后股票价格会显著波动，这种价格波动使得直接交易 ETF 的成本抬升，从而使得投资者选择配置 OEF 而不是 ETF 来平滑个体的流动性冲击，第二种情况表明在  $k_\epsilon$  很小的情况，即个体流动性冲击差异很小时，投资者更偏好 ETF，因为此时 OEF 结构提供的流动性保障不足以覆盖投资效率低下的道德风险。

根据上述求解文章给出了几个结果解释。结果 1、跟踪误差经常削弱 OEF 的表现，并且当 OEF（ $\eta$ ）的规模增加时跟踪误差的数量级也会增加。结果 2、当总的流动性冲击波动加大时，通过 OEF 获得流动性保障的成本较 ETF 更高，此时 ETF 的均衡规模会变大（因为理智投资者不在选择投资 OEF，而倾向于 ETF）。由此我们可以推测行业指数相比宽基指数更容易受到流动性冲击，因而 ETF 应该利用这一优势，发行行业或是非

宽基指数产品。结果 3、当个人的流动性冲击波动加大时，OEF 的流动性保障特征优势会变显著，而此时 ETF 的均衡规模会变小。共同基金近期的发展趋势显示他们企图对于频繁进出的投资者征收更高的费用，这是很危险的。因为模型显示除非能证明频繁交易行为与总的流动性冲击有关，否则这些频繁交易的投资者并不一定会使基金承受高额的交易费用，而从另一方面而言，这些交投频繁的投资者很好的利用了 OEF 的流动性保障特质。

通过上述模型的构建和求解，文章最后给出了一系列结论：

首先，ETF 并不比 OEF 高效，关注资金流以及忍受流动性交易费用的投资者之间是个零和游戏。OEF 结构可被视为提供部分流动性保障的产品，投资者以相对较低的平均收益作为代价来换取降低流动性冲击的风险，对于风险厌恶型投资者，OEF 的结构利大于弊。

其次，OEF 的流动性保障机制并非 0 成本的，它存在着道德风险导致的频繁交易可能会使得 OEF 表现偏弱。因为 OEF 的投资者申购赎回的价格与真实的成交成本并不尽相同，申购赎回者并没有承担由于自己的申赎导致的交易费用，从而可能有投资者频繁交易，使得 OEF 整体存在超额的交易费用，致使 OEF 业绩偏弱。

再次，在 OEF 结构下，道德风险导致的超额交易费用被所有投资者分摊了，频繁交易的投资者受益于流动性保障机制，因此更愿意参与到 OEF 这种结构中，而交投不活跃的投资者受流动性保障机制的益处较少，更倾向于投资 ETF，这个与某些专家批判 ETF 只能被用作短期投机的言论刚好相悖，文章发现长期投资者可能更倾向于选择 ETF，ETF 在共同基金中的确有其存在价值。

某些投资者可能担心集合了那么多频繁进出投资者的 OEF 是否能得以生存？第四个结论即是 OEF 仍是有其存在价值的，OEF 和 ETF 会因为不同的流动性需求群体而共生。频繁交易 OEF 的投资者并没有受到高额交易费用的惩罚，他们受益于 OEF 的流动性保障机制，因而这类投资者会成为 OEF 最忠诚的投资群体，当然如果被禁止频繁申赎 OEF，那么 OEF 会失去一大块投资群体。

最后，文章给出了 OEF 和 ETF 的发展路线。模型的一个预测是如果投资者的流动性需求相关度较高，OEF 受到大额申购或赎回，那么价格影响会变高，导致 OEF 相比 ETF 作为投资工具的吸引力下降，从而 OEF 的均衡规模缩小，事实上我们很容易想到，行业指数的流动性需求集中度会高于宽基指数，即在这一领域 ETF 的吸引力会更大，ETF 应该更多的发行业或是成份股相关度较高的指数产品而非宽基产品，同样，成份股流动性较差的指数可能会导致 OEF 极大的价格冲击成本以及跟踪误差，因而 OEF 不应该选择这类指数作为标的指数。这些现象为 ETF 指明了一条发展途径：即选择成份股少的股票指数、行业相关度高的行业指数、高波动或者是低流动性的指数作为标的指数来开发产品。

## 对冲基金投资的误区

文章来源: HARRY M. KAT, Hedge fund investing: some words of caution, 《Hedge Fund Investment Management》P112-122.

推荐人: 罗震 021-23219326

推荐理由: 海外对冲基金作为一类神秘的基金产品类别, 其高额的回报令投资者趋之若鹜。不过对冲基金的业绩真有那么好吗, 在投资组合中加入对冲基金是否会真正提升风险收益特征, 《Hedge fund investing: some words of caution》这篇文章通过深入分析, 揭示出对冲基金投资上的一些重大误区。目前国内私募基金领域也出现越来越多“对冲”的身影, 如何评估这些对冲类基金, 其与传统的基金有何重要的区别, 也是国内投资者非常关注的。因此, 我们将这篇文章介绍给大家。

对冲基金现已成为机构投资者以及高净值客户的一类重要投资对象, 对冲基金的资产规模也不断壮大。不过越来越多的研究显示, 对冲基金作为一类资产要比股票、债券复杂得多, 对冲基金的业绩也并不像大多数投资者所认为的那么有吸引力。同时, 相比股票、债券投资者而言, 对冲基金需要更复杂的研究方法, 简单照搬股票、债券投资决策过程将导致重大的失误。

### 1、对冲基金的真实风险可能被显著低估

由于相当多对冲基金投资于缺乏流动性的资产, 这些资产往往没有每日的二级市场价格, 因此, 在基金估值时, 管理人常常使用最近一次交易的价格, 或对标的资产进行保守的估值, 这会导致对冲基金净值变化滞后于其投资标的价值的变化, 进而造成对冲基金的收益呈现自相关性, 这种自相关性使得对冲基金回报的标准差呈现系统性的低估。表 1 显示了各类对冲基金回报的平均自相关系数。从该表可以看出可转换套利基金与困境证券基金的自相关性尤其显著, 这与这两类基金的资产最难以估值有关。修正这种自相关性的一种办法是把历史回报数据的波动性提高, 这可以参考地产估值中的一些做法。表 2 显示经过修正与未经修正的各类对冲基金回报的平均标准差, 可以看到观察到的与真实的标准差存在明显的差异。其中, 困境证券基金的真实标准差比观察到的值要高出 30%, 而可转换套利基金的差距更大。

表 1 对冲基金收益率的平均 1 月期自相关性 (1994-2001)

对冲基金类型	月收益的自相关系数
并购套利基金	0.13
困境证券基金	0.25
股票市场中性基金	0.08
可转换债券套利基金	0.30
全球宏观基金	0.03
股票多空基金	0.09
新兴市场基金	0.15

资料来源: 海通证券金融产品研究中心

表 2 未修正与修正后对冲基金回报的平均标准差 (1994-2001)

对冲基金类型	未修正的平均标准差 (%)	修正的平均标准差 (%)
并购套利基金	1.75	2.02
困境证券基金	2.37	3.05
股票市场中性基金	2.70	3.04
可转换债券套利基金	3.01	4.00
全球宏观基金	5.23	5.37
股票多空基金	5.83	6.37
新兴市场基金	8.33	9.75

资料来源：海通证券金融产品研究中心

另一个导致投资者低估对冲基金风险的原因在于投资者把回报的标准差作为衡量对冲基金风险的唯一指标。对于传统的股票或者债券资产，它们的收益分布是接近正态分布的。由于正态分布可以用均值与方差来完全描述，因此，由股票、债券构成的组合，其风险水平可完全由回报的标准差来衡量。但如果收益分布属于非正态分布，只使用标准差作为风险衡量指标就显得不合适了，投资者还需要关注收益分布的偏度与峰度。对于一个在损失（或收益）概率上相对较高的分布，就会呈现出负（或正）的偏度。而如果一个分布的峰度高于 3，则暗示大额损失或收益的概率较正态分布更高。由于多数投资者会长期持有对冲基金，因此，负的偏度与过高的峰度都会对投资者带来损害，因为一次大额亏损可能将之前积累的盈利消耗殆尽。

表 3 显示了各类对冲基金的平均偏度与峰度，从中可以看出对冲基金的收益分布远非正态分布，并呈现出明显的负偏度与高峰度。因此，在衡量对冲基金的风险时，既要看到有利的一面（较低的标准差），也不能忽视不利的一面（负偏度与高峰度）。

表 3 对冲基金回报的平均偏度与峰度 (1994-2001)

对冲基金类型	偏度	峰度
并购套利基金	-0.50	7.60
困境证券基金	-0.77	8.92
股票市场中性基金	-0.40	5.58
可转换债券套利基金	-1.12	8.51
全球宏观基金	1.04	10.12
股票多空基金	0.00	6.08
新兴市场基金	-0.36	7.83

资料来源：海通证券金融产品研究中心

## 2、夏普比率与阿尔法的误导性

在评估对冲基金风险调整后收益时，投资者通常会使用夏普比率这一指标，并会发现对冲基金的夏普比率往往远高于比较基准。但这种分析方法存在相当大的问题。首先，幸存者偏差、择优效应以及收益的自相关性会导致投资者高估对冲基金的收益，而低估其风险；其次，夏普比率忽视了对冲基金在偏度与峰度上的缺陷，这意味着夏普比率会系统性地高估对冲基金的绩效。值得注意的是，较高的夏普比率往往伴随着负的偏度与过高的峰度，因此，投资者是在以负偏度与高峰度换取了高夏普。

另一个经常被使用的绩效衡量指标是阿尔法。该指标的计算过程是，首先根据基金的风险因子（即收益驱动因子）构建一个基准组合，并将基金的收益与该基准组合进行



比较，如果基金战胜了基准组合，则认为基金的绩效优异。但这一方法的缺陷在于如何寻找风险因子。由于投资者通常很少知道对冲基金的真实收益来源，因此，在计算阿尔法时往往会遗漏一个或多个风险因子，这会导致计算出的阿尔法高于实际值。最容易被忽视的但却是非常重要的风险因子是信用风险与流动性风险，很少有人对信用风险与流动性风险对对冲基金收益的影响进行研究，但确实有部分对冲基金依靠承担这两项风险而赚钱。也即是说，部分对冲基金表面上的阿尔法收益实际上是并不是由管理能力带来的，而只是由承担信用风险与流动性风险而带来的。表 4 提供了一个例子。表 4 中的阿尔法指标假设风险因子只包括股票市场与债券市场波动。表 4 显示出各类对冲基金中，阿尔法值与收益的自相关系数均呈现出明显的正向关系，两者回归系数均为正，而根据前文的论述，收益的自相关性很大程度上可用来衡量对冲基金承担的流动性风险，这验证了流动性风险是驱动业绩的因子之一。

**表 4 对冲基金阿尔法指标与收益的自相关系数的回归系数（1994-2001）**

对冲基金类型	平均阿尔法	平均自相关系数	回归系数
并购套利基金	1.20	0.13	1.1356
困境证券基金	0.89	0.25	0.8720
股票市场中性基金	0.40	0.08	0.3112
可转换债券套利基金	0.97	0.30	1.2975
全球宏观基金	0.26	0.03	0.2864
股票多空基金	0.94	0.09	0.8954
新兴市场基金	0.33	0.15	0.3680

资料来源：海通证券金融产品研究中心

因此，在评价对冲基金时，简单地计算夏普比率或阿尔法是远远不够的，只有当发现对冲基金的良好绩效是在没有承担任何重大风险的情况下取得的，我们才能认为该基金是优秀的。不过这一点确实难以做到，一方面是因为大多数对冲基金并没有足够长时间的业绩数据以供研究，另一方面由于重大风险事件的发生频率是很低的，在有限的基金运作期间内，相关风险未必会暴露出来。我们可以做这样一个情景假设，某一只对冲基金持有大量灾难债券，尽管债券的本金存在巨大的或有风险，但利息收益丰厚，在重大灾害发生之前，该基金的收益表现非常出色，且历史业绩分布也并未呈现出负向的偏度。但事实上历史业绩并没有反映出该基金的真实业绩分布，一旦某个灾难事件发生，该基金将遭受重大损失。

### 3、对冲基金的选择没有捷径

在进行基金组合管理中的选基工作时，投资者首先要了解的是为了使基金组合的绩效明显好于基准指数或一个随机组合，需要在多大精度上预判基金的未来业绩，其次是投资者是否具备这种精度的预判能力。近期的研究表明，在对冲基金领域，成功的选基工作对预判基金业绩的要求非常高，以至于我们不得不怀疑，投资者（包括基金组合管理人）是否具备这种能力。

首先，很多投资者简单地根据历史业绩好坏来选择基金并分配资金，但这并不是一个好办法，因为对冲基金的业绩并不具备持续性。那么其他方法呢，例如只投资于成立不久的新基金。表面上看，似乎小规模、年轻的基金的业绩要优于大规模的老基金。然而，事实并非如此，首先，对冲基金的业绩披露是有选择性的，业绩较差的基金通常不会将业绩提供给对冲基金数据库，因此数据库反映出的新基金的业绩可能被高估。其次，新基金的风险更大，例如，由于缺乏足够的规模或业绩不理想，新基金清盘的风险高于老基金，又如，成功的新基金为了适应不断扩大的规模，将不得不进行组织机构的调整与投资策略的改变，而这也带来业绩上的风险。



另一个证明对冲基金选择十分困难的证据是 FOHF 业绩的平庸。1994-2001 年期间，一个随机选择平均配置的对冲基金组合跑赢了 FOHF 平均业绩 3 个百分点，考虑到 FOHF 提取的费率通常也在每年 3% 左右，这表明 FOHF 管理人的选时与选基并未带来超额收益。

对于绝大部分对冲基金投资者而言，通过选时与选基来获取超额收益可能只是一个幻想。更理性的做法是建立完善的尽职调查与事中监控机制，筛选出一批专业、诚信、收费合理的对冲基金管理人，然后长期投资于他们的产品。

#### 4、对冲基金的分散投资是有代价的

既然对冲基金的优选是非常困难的，那么投资于一个充分分散的对冲基金组合是一个更好选择。不过分散投资也是要付出代价的。尽管投资一个对冲基金组合可以显著降低收益的波动率，但同时也会降低收益分布的偏度，并提升组合与股票市场的相关度。

表 5 显示了每一类对冲基金中的平均波动率、偏度、与标普 500 指数的相关系数，以及在每一类对冲基金中将每只基金以等权重形式构建组合后的波动率、偏度、与标普 500 指数的相关系数。从中可以看出，在组合分散后波动率有了明显的下降，除了新兴市场基金以外，每类对冲基金组合的波动率都下降了大约一半，这也验证了即使在同一类对冲基金中，基金之间的相关度也是较低的。但收益分布的偏度并未被组合投资所分散掉，除了股市中性基金以外，组合的偏度都较单只基金的平均偏度低，尤其是并购基金与困境证券基金，这似乎表明在同类基金中，当一只基金表现不佳时，另一只基金表现不佳的概率也较高。此外，组合与股票市场的相关度也较单只基金更高，尽管单只对冲基金可能接近市场中性，但将不同基金组合起来的表现就不是这样了。

表 5 单只基金与基金组合的风险指标

	单只对冲基金的平均值			对冲基金组合		
	波动率	偏度	与标普 500 的相关度	波动率	偏度	与标普 500 的相关度
并购套利基金	1.75	-0.50	0.47	1.04	-2.19	0.56
困境证券基金	2.37	-0.77	0.37	1.54	-2.60	0.47
股票市场中性基金	2.70	-0.40	0.07	1.14	-0.41	0.19
可转换债券套利基金	3.01	-1.12	0.19	1.64	-1.35	0.38
全球宏观基金	5.23	1.04	0.14	2.43	0.87	0.37
股票多空基金	5.83	0	0.35	2.95	-0.29	0.63
新兴市场基金	8.33	-0.36	0.44	6.15	-0.65	0.67

资料来源：海通证券金融产品研究中心

#### 5、将对冲基金纳入组合的副作用

由于对冲基金与其他资产的相关度较低，对冲基金经常被用来加入投资组合以提升风险调整后收益。不过任何事都有正反两面，将对冲基金加入组合尽管会降低波动率或提升收益，但同时也带来更低的偏度与更高的峰度。表 6 的数据显示，当在一个传统的股票债券组合（50% 股票与 50% 债券）中逐步加入对冲基金后，组合的波动率、偏度、峰度的变化情况。可以看到，随着组合中对冲基金比例的增加，好消息是组合的波动率不断降低，但坏消息是偏度越来越低，而峰度越来越高。

表 6 将对冲基金加入组合的效果

对冲基金在组合中的比例 (%)	组合波动率 (%)	组合偏度	组合峰度
0	2.49	-0.33	2.97
5	2.43	-0.4	3.02
10	2.38	-0.46	3.08
15	2.33	-0.53	3.17
20	2.29	-0.6	3.28
25	2.25	-0.66	3.42
30	2.22	-0.72	3.58
35	2.2	-0.78	3.77
40	2.18	-0.82	3.97
45	2.17	-0.85	4.19
50	2.16	-0.87	4.41

资料来源：海通证券金融产品研究中心

上述数据表明，股票市场与对冲基金组合的表现存在一定程度的同步性。这主要是由于股票价格的下跌通常伴随着信用利差的扩大、市场流动性的枯竭、市场波动性的提高等现象。而对冲基金的业绩对上述因素的变化高度敏感。因此当股市下跌时，对冲基金可能也会表现不佳。2002 年就提供了一个绝佳的案例。当年，标普 500 指数大跌 20% 多，与此同时，市场波动性大幅提高，信用利差明显扩大。信用理财的扩大导致原先被投资者最为看好的困境债券基金在 2002 年初受损严重，可转换证券套利基金也遭到重创。而市场流动性的丧失导致股市中性基金苦不堪言。股票多空型基金中净多头头寸较大的基金业绩也遭受负面冲击。最终，对冲基金整体业绩在 2002 年乏善可陈。

#### 6、现代投资组合理论难以指导对冲基金组合投资

目前投资者普遍使用马克维兹的均值方差模型来评估与筛选投资组合。从均值方差模型的视角来看，将对冲基金加入组合显著提升了风险收益的特征。但均值方差模型只关注收益的平均值与标准差，它忽略了对冲基金在收益分布的偏度与峰度上的缺陷。

表 7 均值方差最优组合

标准差	平均收益 (%)	股票、债券组合			偏度	峰度
		股票比例 (%)	债券比例 (%)	对冲基金比例 (%)		
2	0.77	32.79	67.21		0.04	3.23
2.5	0.95	50.31	49.69		-0.34	2.97
3	1.1	64.68	35.32		-0.55	3.24
3.5	1.23	77.86	22.14		-0.68	3.57
4	1.36	90.44	9.56		-0.77	3.86
对冲基金、股票、债券组合						
2	0.92	18.07	26.81	55.12	-0.82	4.39
2.5	1.06	29.95	10.75	59.3	-0.99	5.26
3	1.2	45.07	0	54.93	-1.07	5.47
3.5	1.3	67.08	0	32.92	-1	4.81
4	1.39	86.14	0	13.86	-0.89	4.32

资料来源：海通证券金融产品研究中心

在表 7 中显示了两种情景下投资组合的有效前沿（最优组合），情景一是投资资产仅限于股票与债券，情景二将对冲基金加入投资组合。在情境一中，当投资组合沿着有效前沿向上时，股票的配置比例不断提高，由于股票的平均收益高于债券，而收益分布则较债券更为左偏，因此组合的收益水平也在不断提高，而偏度则持续下降，但组合的峰度则变化不大。在情景二中，沿着有效前沿向上，起初是债券不断被股票取代，当债券配置比例降为零以后，对冲基金开始被股票替换。与情景一类似的是，随着组合波动率提升，平均收益相应提高，而偏度则下降。但与情景一不同的是，当对冲基金比例开始下降时，组合的偏度开始回升，偏度最低的时点即为组合完全由股票、对冲基金组成，且对冲基金配置比例最高的时刻。这与前文中关于将对冲基金纳入组合的副作用的分析完全一致。

对比情景一与情景二，可以发现，在加入对冲基金后，组合在同等波动率下取得了更好的收益率，但在偏度、峰度上则出现了明显的恶化，尤其在收益率提升最明显的时刻，偏度、峰度恶化的幅度最大。由此可见，当组合中加入了对冲基金后，均值方差模型由于忽略了偏度与峰度的变化，将不再适用于投资决策。

#### 7、如果你想配置对冲基金，那就投入至少 20% 的资金

为了实现投资的充分分散化，投资者应该将组合资金相对均匀的投入各类资产。从表 6 可以看出，仅仅配置 5% 或 10% 的资金在对冲基金上是起不到作用的，只有投入 20% 以上的资金在对冲基金上，组合的波动率、偏度、峰度才会发生显著变化。尽管这一点非常明显，但依然有大量投资者仅投资 1-5% 的资金于对冲基金。

#### 8、总结

对冲基金的投资需要相比传统手段更复杂的投资决策方法。首先，对冲基金业绩数据需要在幸存者偏差、回填偏差以及自相关性方面进行修正。其次，夏普比率、阿尔法指标在刻画对冲基金的风险调整后收益方面也将不再适用。最后，均值方差模型在处理对冲基金的组合时将显得力不从心，因为它忽略了对冲基金带给组合的峰度与偏度上的劣势。

在进行组合投资时，对冲基金并不像投资者想象中的那么好，它在带给投资组合更低风险更高收益的同时，也提高了组合出现大幅损失的概率，即更低的偏度与更高的峰度。因此，在组合中配置对冲基金并非一定会真正提升组合的风险收益特性。此外，仅配置 1-5% 的资金于对冲基金，对组合带来的改变是非常微弱的，那些希望组合风险收益特征发生改变的投资者，必须配置 20% 以上的资金在对冲基金上，才能实现他们的目的。

## 基金管理人持基比例与基金业绩表现

文章来源: Ajay Khorana, Henri Servaes, Lei Wedge, Portfolio manager ownership and fund performance, Journal of Financial Economics 85(2007) 179-204.

推荐人: 陈瑶 021-23219645

推荐理由: 证监会于 2013 年 3 月 14 日发布《基金管理公司固有资金运用管理暂行规定(征求意见稿)》公开征求意见,《规定》放宽基金公司固有资金投向的限制,固有资金可以进行基金投资,鼓励自购。由此出发,想要了解基金管理人披露其持有所管理的基金的情况,对于投资者购买基金是否有一定指导意义。这篇文章给出肯定的结论,认为基金管理人不论是出于看好所管理的基金的未来业绩表现,还是对自己投入的资金谋求回报的目的,持有自己管理的基金一定程度上有助于保障基金投资者的权益,持基数据的披露也有助于基金投资者选择基金。

研究背景:

为了提高共同基金行业透明度及监管力度,更好地保障股东权益,美国证券交易委员会采取了一系列的措施,包括披露基金经理对其所管理基金的持有情况。

研究数据:

美国市场上 2005 年 3 月到 12 月之间发布 2004 年年度报告的基金(除货币市场基金),收集其中披露的 2004 年底基金经理持有自己管理基金的数据。

1、报告披露的基金经理持有自己管理基金的金额数据并不是精确值,而仅披露管理金额落入的区间:\$0, \$1-\$10,000, \$10,001-\$50,000, \$50,001-\$100,000, \$100,001-\$500,000, \$500,001-\$1,000,000, 或\$1,000,000 以上。为了将区间转换成金额,我们有两类假设,(1)假设每个基金经理持有的金额为区间的下限,情况 A;(2)更实际一点的假设是,每个基金经理持有的金额为区间的平均值,情况 B,在这个假设下,持有金额在\$1,000,000 以上时,取区间下限。最后将持有金额除以基金在 2004 年底的规模,得到基金经理持有基金的比例。

2、对于部分基金由多名基金经理共同管理,披露的数据是落实到每位基金经理持有金额,且每位基金经理持有基金的金额区间是相同的,对于这种情况,我们将该基金所有基金经理持有的金额简单相加,作为该基金管理人持有基金金额情况。即,若一只基金由 3 名基金经理共同管理,每人持有金额范围在\$10,001-\$50,000,那么这只基金的基金管理人持有该基金金额区间为\$30,003-\$1.5million。

3、对所有可以获得 2005 年业绩数据的基金,选取年报披露的管理层规模、独立董事比例、董事会成员薪酬等刻画基金公司董事会特征,研究董事会对基金业绩的影响。

4、两种方法处理基金业绩:(1)计算基金的目标调整收益=基金业绩-投资对应目标的基金业绩中位数;(2)利用 2003 到 2005 之间至少 30 个月的月度业绩数据回归四因素模型,得到 2005 年月度超额收益 $(\alpha_0 + \alpha_1)$ ,将收益乘以 12 得到 2005 年全年的超额收益。

$$Return_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(2005 \text{ Dummy}) + \sum_{i=1}^4 \beta_i(Factor_{it}) + \varepsilon_{it}$$

其中， $j$  表示月份， $i$  表示因子。

对于股票型基金选取的因子为：相对 CRSP value-weighted index 的超额收益、投资小盘和大盘股的收益差异、投资账面值相对市值高的与账面值相对市值低的股票收益的差异和一个动量因子。对于债券型基金选取的因子是：相对雷曼兄弟政府及公司债指数的超额收益、相对抵押贷款支持证券指数的超额收益、相对长期政府债的超额收益和相对中期政府债的超额收益。

统计数据显示：（1）仅有约 43% 的基金存在基金经理持基的情况；（2）基金经理平均持有基金比例很小；（3）股票型基金，特别是国内股票型基金，基金经理持有自己管理的基金比例相对较高；（4）对具有 2005 年完整年度业绩的基金而言，董事会平均由 8 名成员构成，77% 的董事会成员为独立董事，并且董事会成员平均薪酬为 \$1766 每年；（5）董事会特征与基金业绩表现之间的联系并不具有统计显著性。

表 1 基于两类假设下的基金经理持有基金数据统计

Panel A. Summary statistics of manager holdings (based on lowest value of range)

Fund type	N	% own	Managerial ownership (in dollars)					Managerial ownership (in percent)				
			Mean	50th	75th	90th	100th	Mean	50th	75th	90th	100th
All funds	1,406	43	96,663	0	50,001	160,003	3,700,006	0.04	0.00	0.01	0.09	0.98
Balanced	62	47	82,904	0	20,003	110,002	2,000,002	0.03	0.00	0.01	0.15	0.33
Domestic bond	405	26	15,444	0	1	50,001	600,002	0.01	0.00	0.00	0.02	0.98
Domestic equity	606	51	154,861	1	100,001	510,003	3,700,006	0.05	0.00	0.02	0.15	0.97
International bond	26	42	10,001	0	10,001	50,001	100,001	0.01	0.00	0.01	0.03	0.14
International equity	158	47	84,115	0	100,001	200,002	3,000,003	0.05	0.00	0.02	0.09	0.90
Sector	149	56	115,034	1	50,001	500,001	2,000,002	0.05	0.00	0.02	0.18	0.69

Panel B. Summary statistics of manager holdings (based on midpoint of range)

Fund type	N	Managerial ownership (in dollars)					Managerial ownership (in percent)				
		Mean	50th	75th	90th	100th	Mean	50th	75th	90th	100th
All funds	1,406	149,570	0	75,000	405,000	4,350,003	0.08	0.00	0.03	0.22	2.91
Balanced	62	134,274	0	65,000	330,000	2,000,002	0.08	0.00	0.02	0.33	0.93
Domestic bond	405	36,219	0	5,000	75,000	1,050,000	0.03	0.00	0.00	0.04	2.24
Domestic equity	606	226,227	5,000	300,000	885,000	4,350,003	0.11	0.00	0.06	0.35	2.91
International bond	26	25,000	0	30,000	75,000	300,000	0.03	0.00	0.03	0.08	0.42
International equity	158	161,203	0	210,000	600,000	3,000,003	0.11	0.00	0.06	0.24	2.21
Sector	149	161,913	5,000	75,000	750,000	2,000,002	0.09	0.00	0.04	0.34	1.47

数据来源：翻译文献。



表 2 2005 年基金董事会特征

<i>Panel A. Comparing sample funds with the rest of the universe</i>						
Variable	Sample funds			Rest of universe		
	<i>N</i>	Mean	Median	<i>N</i>	Mean	Median
<i>Measures of board effectiveness</i>						
Board size	1,325	8.17	8	n/a	n/a	n/a
% independent directors	1,325	77	75	n/a	n/a	n/a
Board member compensation	1,325	1,766	748	n/a	n/a	n/a
<i>Performance measures</i>						
Return	1,327	7.29	4.85	4,952	7.11	4.92
Objective-adjusted return	1,327	0.79	0.03	4,952	0.57	-0.01
Four-factor alpha	1,255	1.16	0.01	4,614	0.98	-0.09
<i>Control variables</i>						
Single manager dummy	1,325	0.49	0	n/a	n/a	n/a
Family assets	1,325	95,029	17,794	4,947	85,220	18,110
Expenses	1,321	1.27	1.18	4,913	1.28	1.17
Fund size	1,321	1,413	271	4,832	1,622	278
Front-end load	1,327	1.53**	0*	4,952	1.37**	0*
Back-end load	1,327	0.13	0	4,952	0.14	0
Portfolio turnover	1,315	92	51**	4,857	96	55**
<i>Panel B. Comparing funds with and funds without managerial ownership</i>						
Variable	With ownership			No ownership		
	<i>N</i>	Mean	Median	<i>N</i>	Mean	Median
<i>Measures of board effectiveness</i>						
Board size	581	8.33*	8	744	8.04*	8
% independent directors	581	77	77	744	77	75
Board member compensation	581	2,546***	1,117***	744	1,156***	503***
<i>Performance measures</i>						
Return	581	8.70***	6.39***	746	6.20***	3.99***
Objective-adjusted return	581	1.44***	0.21**	746	0.29***	-0.02**
Four-factor alpha	552	1.88***	0.45***	703	0.59***	-0.21***
<i>Control variables</i>						
Single manager dummy	581	0.45**	0**	744	0.51**	1**
Family assets	581	84,108*	16,290*	744	103,557*	26,524*
Expenses	579	1.29	1.22***	742	1.26	1.13***
Fund size	576	1,873***	360***	745	1,057***	204***
Front-end load	581	1.44	0.00	746	1.60	0.00
Back-end load	581	0.13	0.00	746	0.14	0.00
Portfolio turnover	579	76	51	736	105	51

数据来源：翻译文献。

注：\*，\*\*，\*\*\*分别表示两组数据之间差异在 10%，5%和 1%显著性水平下显著。

研究问题：

基金管理人对其所管理基金的持有情况是否能够帮助预测基金未来表现？基金管理人披露这些持基信息是否有助于投资者进行基金投资？

前提假设：

虽然不能排除基金经理持有自己管理的基金是受到公司董事会强制要求的可能，但作者认为在国外，这并不是普遍的现象，因而认为基金经理持有自己管理的基金多是一种自愿的自发的行为。



研究内容:

文章通过研究基金管理人持基比例（2004 年底基金经理持基比例）与基金未来业绩表现（2005 年业绩）的关系，得到以下几方面结论：

1、管理人对所管理基金的持有情况确实会对基金未来业绩表现有影响。基金未来的风险调整收益与管理者持基比例呈正相关关系，管理人持有基金比重每增加 1 个基点，对于基金业绩的改善将增强 3 到 5 个基点。

2、董事会（包括董事会的规模、董事会的独立性、董事会薪酬等）与基金未来业绩表现之间的联系并不具有统计显著性。事实上，董事会也不会愿意每天直接影响每只基金的运作。

3、对于一名基金经理管理多只基金的情况，对于其中一些在未来表现较好的基金，他们对其的持有比重更大。

4、市场上存在较多的基金采用多名基金经理共同管理的方式，较之仅由一名基金经理独立管理的情况，在管理人（团队或个人）持有所管理基金比例相同的情况下，由一名基金经理独立管理比多名基金经理共同管理对基金业绩的推动激励效果更强。

5、提高所管理基金的持有比例对基金未来业绩推动、激励的效果，主动管理的股票型基金优于被动管理的指数型基金。

6、文章研究影响基金经理持有基金的决定因素，发现，对于那些历史业绩较好，规模较小，所属基金公司规模较小，前端申购费率更低的基金，其基金经理持有比例会更高。另外，对于那些所属基金公司董事会成员薪酬较高，股票型基金（相比于债券型基金而言），以及未发生基金经理变更且基金经理管理时间较长的基金，其基金经理持有基金的比例也较高。

研究意义：对于基金经理持有自己管理基金这一行为，有两种可能的原因。一方面，增加基金经理对其管理基金的持有比例有助于激励基金经理管理基金取得更好的业绩表现，另一方面，基金经理更了解自己所管理的基金在未来可能的表现情况，会选择持有他们认为会有更优表现的基金。虽然我们无法区分基金经理持有自己管理基金的原因，但对于投资者来说，这些都能够帮助他们更好地选择基金，预测所投资基金未来的业绩表现。

文章的研究结果支持基金管理人持基有助于保障共同基金投资者权益，并且对管理者持基信息的披露在投资组合配置决策是非常有用的。

## CDO 评级方法——对于模型风险及其启示的思考

文章来源: Ingo Fender<sup>1</sup>, John Kiff<sup>2</sup>. CDO rating methodology: some thoughts on model risks and its implications, Journal of Credit Risk, Volume 1/Number 3, Summer 2005

推荐人: 田本俊 021-23212001

推荐理由: 在上一篇文章中介绍了穆迪对于 CDO 的评级方法, 其中提到了 BET 模型(Binomial Expansion Technique), BET 模型的问题在于假定基础资产之间是相互独立的, 这显然和现实中的实际情况不符合, 那么相关性对于评级结果的影响是什么? 这篇文章详细地讲解了 BET 模型, 指出了相关性在模型中的重要性。

市场上主要的评级公司有三家, 他们的评级结果不尽相同, 那么是什么原因引发了这种差异, 这种评级结果的差异是否存在套利的可能? 作者首先介绍了另外两家重要的评级公司(标准普尔、惠誉)采用的模型——基于 Monte Carlo 的考虑相关性影响的模型, 然后通过比较 BET 和 Monte Carlo 两种方法, 指出引起这种不同的几个重要原因, 这些原因使得评级差异有一定的“规律性”, 从而有可能引发 CDO 发行者“购买”评级。

文章主要有 2 个部分: 1) 介绍 BET 和 Monte Carlo 模型的特点, 并且比较模型; 2) 模型不同对评级结果的影响, 以及可能引发的“评级购买”现象。

### CDO 评级步骤

CDO 以及其它结构化产品的评级包含两个方面: 1) 违约风险, 由抵押资产决定; 2) 非违约风险, 由产品结构决定, 这类风险不直接取决于抵押资产的违约, 而是优先级、次级份额的安排(tranches)。

根据这两类风险, 评级步骤也有两个:

1. 使用模型评估资产池的信用风险, 根据基础资产的不同, 可以有不同的适用模型, 而且不同的评级机构, 采用的方法也有差异;

2. 分析产品的条款, 包括将现金流和违约事件的定义纳入模型、对法律以及交易中第三方的评估, 对各类份额(tranches)给予评级。

在这里, 通过假设简化了第二个步骤, 主要分析第一个步骤中使用的模型。

### 1. BET 和 Monte Carlo 模型比较

BET 最早由穆迪使用, Monte Carlo 由标准普尔、惠誉最先使用。二者的主要区别在于:

BET 将基础资产分作几个不相关的大类, 然后根据二项分布(binomial distribution)计算违约概率(PD, Probability of Default)和期望损失(Expected Loss);

而 Monte Carlo 则借用了 Black、Scholes 和 Merton 关于期权定价的思想, 即假定当资产的价值小于负债时违约, 然后需要做的就是从资产价格之间的相关性→违约事件的联合分布概率→违约事件的相关系数→模拟一组相关的随机变量(也就是违约事件)→在这一组违约事件下基础资产的期望损失(Expected Loss)。

## 1.1 BET 模型

穆迪最早开始对 CDO 等结构化产品的评级，BET 是其最早采用的方法，并且沿用至今。

BET 模型的思想在于：将基础资产划入不相关的 DS 个类别中，这样整个资产组合共有 DS+1 中违约情形（即 0 个资产、1 个资产、2 个资产...、DS 个资产违约），每种情形的概率可以通过二项分布计算，每种情形中各类份额(tranches)的现金流情况都可以根据产品条款计算，有了概率和损失就可以计算各类份额的损失分布及期望损失。

这里引入了一个重要的概念 DS(Diversity Score)，下面来看如何计算 DS。穆迪曾对 DS 的计算做出了改变，这里介绍改变前后的算法，并且比较两者的不同。

假定有 n 个基础资产，首先按照发行商(issuers)将基础资产归类，再将发行商(issuers)按照行业分类（穆迪将所有行业分作 33 类），分作 m 个行业(sectors)

之前的算法：

$$DS = \sum_{k=1}^m G \left\{ \sum_{i=1}^{n_k} \min(1, F_i/\bar{F}) \right\}$$

$$\bar{F} = \sum_{i=1}^n F_i/N$$

其中，n 是基础资产数，m 是行业数， $F_i$  是每个资产的规模， $\bar{F}$  是平均规模， $G(x)$  是一个分级靠档的函数， $n_k$  是第 k 个行业的资产数，如下：

表 8 穆迪的 DS (Diversity Score) 计算

Unit score (x)											
1.0	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0	4.5	5.0	5.5	6.0	>6.0
Diversity score (G{x})											
1.0	1.2	1.5	1.8	2.0	2.2	2.3	2.5	2.7	2.8	3.0	TBD

数据来源：所译文献

之后，穆迪采用了一种新方式计算 DS，称作 ADS (Alternative Diversity Score)：

$$ADS = \frac{(\sum_{i=1}^n p_i F_i) [\sum_{i=1}^n (1 - p_i) F_i]}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \rho_{ij} (p_i (1 - p_i) p_j (1 - p_j))^{0.5} F_i F_j}$$

其中  $\rho_{ij}$  是资产 i 和资产 j 之间的相关系数， $p_i$  是资产 i 违约的概率。

当假定所有资产的规模和违约概率相同 ( $F_i$  和  $p_i$  对所有资产相同)，同一行业内的资产相关系数相同（等于  $\rho_{ext}$ ），行业之间的相关系数也相同（等于  $\rho_{int}$ ），则上述公式可以简化：

$$ADS = \frac{n^2}{n + \rho_{ext} n(n-1) + (\rho_{int} - \rho_{ext}) \sum_{k=1}^m n_k(n_k-1)}$$

对比两种算法,可以看到一点:事实上,原来的 DS 算法暗含了相关性,后来的 ADS 将相关性以明示的方式包含在公式中。在每个资产规模和概率分布相同,当每个行业含有 6 个资产时,ADS 和 DS 在行业间相关系数等于 20%时相等,当每个行业含有 3 个资产时,ADS 和 DS 在行业间相关系数等于 25%时相等。

表 9 ADS 和 DS 在不同相关系数下的异同

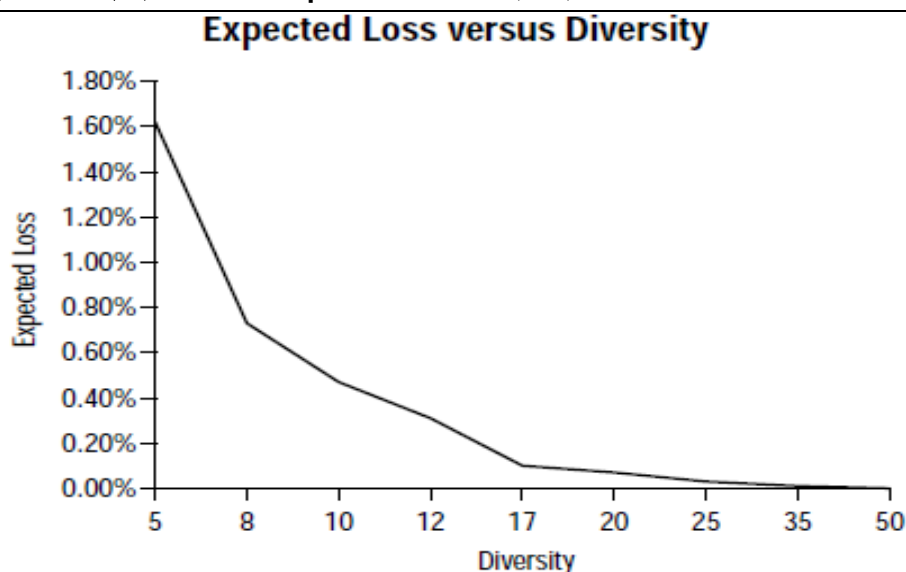
Holdings per sector	Intra-sector default correlation							DS
	0%	5%	10%	ADS			30%	
				15%	20%	25%		
$n_k = 6$	60	48	40	34	30	27	24	30
$n_k = 3$	30	27	25	23	21	20	19	20

Sectors (m): 10; Holding ( $F_{avg}$ ): 10. Inter-sector correlation = zero.  
Source: Moody's; authors' calculations.

数据来源: 所译文献

但是,当行业间相关系数大于 20%时,原有算法得到的 DS 大于 ADS,而由于 DS 越大,则 CDO 的期望损失越小,所以原有方法计算出的 DS 有低估期望损失、对份额评级过高的风险,这里用一张图描述 DS 和期望损失 (Expected Loss) 的关系。

图 7 DS 和期望损失 (Expected Loss) 的关系



数据来源: Cifuentes, A., and O'Connor, G. (1996). The Binomial Expansion Method Application to CBO/CLO Analysis.

确定了 DS 之后,可以开始计算违约概率和期望损失,使用如下公式:

$$P_j = \frac{DS!}{j!(DS-j)!} PD^j (1-PD)^{DS-j}$$

$$EL = \sum_{j=1}^{DS} P_j L_j$$

其中 EL 是期望损失,  $L_j$  是在 j 情形下根据 CDO 条款规定份额 (tranches) 损失的

值。

## 1.2 Monte Carlo 模型

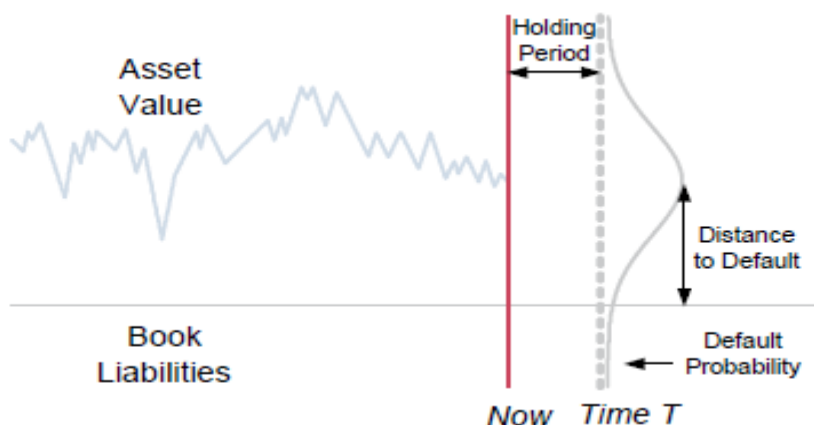
假定资产价格的变动服从对数正态分布（收益率是正态分布），则违约概率是资产价格从当前价格运动到负债之下的概率，当前价格距离负债的距离是 DD（distance to default），用数学公式说明：

$$DD_i = N^{-1}(PD_i)$$

其中  $N^{-1}(x)$  是标准正态分布的反函数， $PD_i$  是违约的概率。

用一张图来说明这个源自 Black、Scholes、Merton 的理论。

图 8 Distance to Default 和 Probability of default 的关系



数据来源：Cifuentes, A., and O'Connor, G. (1996). The Binomial Expansion Method Application to CBO/CLO Analysis.

但是上述是对于一个资产而言，当有许多资产，且资产之间存在相关性时，需要用到多重正态分布，比如两个资产的联合分布概率是：

$$PD_{ij} = N_2^{-1}(\Delta X_i < -DD_i, \Delta X_j < -DD_j, \rho_{ij}^A)$$

其中  $\Delta X_i$  资产价格变动率， $\rho_{ij}^A$  是资产价格之间的相关性；

两个资产违约之间的相关系数是：

$$\rho_{ij} = \frac{PD_{ij} - PD_i PD_j}{\sqrt{PD_i(1 - PD_i)PD_j(1 - PD_j)}}$$

得到了相关系数，则可以模拟一组相关的随机变量  $\Delta X_1, \Delta X_2, \dots, \Delta X_n$ ，由公式求出期望损失：

$$L_T = \sum_{i=1}^n (\Delta X_i < -DD_i) A_i (1 - RR_i)$$

其中  $(\Delta X_i < -DD_i)$  是逻辑值（0 或 1）， $A_i$  是资产价格， $RR_i$  是回收率（Recovery

Rate )。

### 1.3 比较两个模型

这两个模型的主要区别有两个：

1) 效率不同。BET 由于做了相关性的简化后使用二项分布计算，速度较快；但是 Monte Carlo 则需要多次模拟，且每次模拟都需要根据 CDO 条款计算各类份额 (tranches) 的损失，然后计算各类份额损失的概率，得到对应的评级，计算量很大。所以总的来讲，BET 比 Monte Carlo 的效率更高，这也是为何对于结构复杂的 cash flow CDO，穆迪仍然使用 BET，而对静态的 synthetic CDO 引入 Monte Carlo 计算；

2) 由于对相关性的假设不同，两种方法在结果上有较大的差异。

表 10 BET 和 Monte Carlo 两种模型的比较 (资产池总规模 600 million US\$)

Diversity score	Subordination level (US\$)	Expected loss on senior tranche		
		BET (%)	MC (%)	MC/BET
Intra-sector default (asset) correlation, 0% (0%); inter-sector, 0% (0%)				
60 }	0	1.546	1.546	1.00
	25	0.020	0.020	1.00
	50	0.000	0.000	—
Intra-sector default (asset) correlation, 7.56% (30%); inter-sector, 0% (0%)				
44 }	0	1.546	1.546	1.00
	25	0.042	0.053	1.26
	50	0.000	0.000	2.85
Intra-sector default (asset) correlation, 2.96% (15%); inter-sector, 0.48% (3%)				
43 }	0	1.546	1.546	1.00
	25	0.042	0.057	1.36
	50	0.000	0.001	8.80
Intra-sector default (asset) correlation, 20% (55%); inter-sector, 0% (0%)				
30 }	0	1.546	1.546	1.00
	25	0.093	0.118	1.28
	50	0.002	0.004	2.51
Intra-sector default (asset) correlation, 7.56% (30%); inter-sector, 4.29% (20%)				
18 }	0	1.546	1.546	1.00
	25	0.229	0.288	1.26
	50	0.017	0.068	4.00

The corresponding asset correlations (in parentheses) are calculated at the pool's homogeneous 2.81% default probability.

Source: authors' calculations.

数据来源：所译文献

从上面的比较中可以看到 3 点特征：

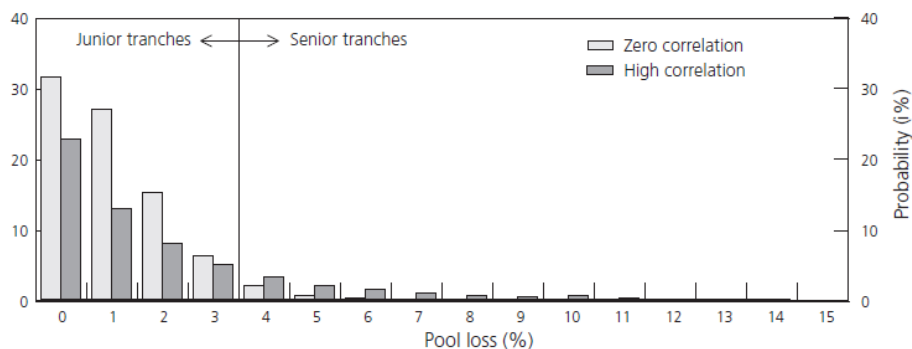
- 在相关系数相同时，当次级份额占比更高时，优先级份额的期望损失下降，这一点两个模型的结果是一致的，也比较容易理解；
- 对于特定的优先、次级份额结构而言，BET 模型比考虑相关性的 Monte Carlo 模型计算的期望损失要小；另外，对于同一种模型，当相关系数上升，期望损失上升。从理论上解释，期望损失是单边的，而相关系数上升使得 fat tail 更加



明显，也就是损失概率增大，期望损失上升。更简化一步，假设当完全正相关时，所有资产要么全部损失，要么全部不损失，概率将全部分布在两端。此处用一张图解释：

图 9 高相关性时 fat tail 更明显，期望损失更高

Losses on ultra-homogeneous 600 million US dollar pool. EL = 1.546%; high-correlation pool assumes 30% intra- and 20% inter-sector asset correlation.



数据来源：所译文献

- c. 仅仅看次级份额的金额大小，很难准确判断信用风险，因为次级份额占资产池比例很小，但可以拿走大部分的期望损失。

综上，当没有行业内部和行业间相关性时，BET 和 Monte Carlo 两种方法计算结果相同，但是如果存在相关性，BET 很可能低估期望损失，且如果次级份额占比上升，这种低估将更加明显。这也解释了为何穆迪在使用 BET 评级时，上调输入变量（default rate）的值，使得计算出的期望损失更高。

## 2.模型对评级结果的影响以及“购买评级”现象

上面对相关性在模型中作用的讨论，说明不恰当的关于相关性的假设可能使得评级机构低估或者高估 CDO 基础资产池的风险，从而给出过高或过低的评级。

除了对相关性的假设不同以外，评级机构使用方法的不同也将使得评级结果出现较大的差异，比如穆迪的方法基于期望损失（EL），而标准普尔、惠誉的方法基于违约概率（PD），然后分别根据 EL 和 PD 的历史数据得到对应的评级，来自 EL 和 PD 的评级包含了不同的信息，评级结果也不尽相同。

Peretyatkin and Perraudin (2002)<sup>1</sup>提到，与基于PD的评级相比，基于EL的评级结果倾向于对优先份额占比高的CDO中的优先份额给予更高的评级，对划分更细的中间份额给予更低的评级。而这种评级结果的差异很可能鼓励CDO的发行商（issuers）选择性地“购买评级”。举例而言，如果一个发行商想增加优先份额在CDO中的比例，那么可以寻求基于EL的评级（比如穆迪的方法）让优先份额获得更高的评级；然后将占比较少的次级份额细分，寻求基于PD的评级，以提高次级份额的等级。

消除潜在的“购买评级”有两种方法：1）同一个产品接受多家评级机构的评级；2）评级机构提供更详细的解释，其与其它机构的方法差异以及可能产生的影响，这样，投资者可以更准确地识别可能存在的评级差异。

由于缺乏实证研究证明“购买评级”确实存在，这里列举一些数据和例子。来自NERA

<sup>1</sup> Peretyatkin, V. and W. Perraudin (2002). Expected loss and probability of default approaches to rating CDOs and the scope for “ratings shopping”. In: M. K. Ong (ed). Credit Ratings - Methodologies, Rationale and Default Risk.

(National Economic Research Associates)<sup>2</sup>的报告显示,穆迪单独给优先份额评级的情况多于另外两家;整个CDO市场规模不断扩大,单独评级份额的数量(绝对数额)快速上升,而多方评级份额的占比(比例值)上升缓慢。

### 3.结论

介绍了两种不同的方法(BET和Monte Carlo),并且从理论上说明这两种方法可能对不同等级份额的评级产生的影响,特别是当考虑不同的相关性假设时,这种影响更大。

分析得到了有意义的结论:

相关性假设对评级结果影响较大,这种影响需要从评级的其它方面予以平衡,比如调整 recovery rate 的假设或者调整 CDO 的收益结构;

由于投资者不能够充分理解不同模型和假设可能产生的影响,所以“购买评级”在理论上是可能的,发行商通过调整 CDO 收益结构、策略性地选择评级机构,有可能降低融资成本。

---

<sup>2</sup> NERA (2003). Credit ratings for structured products. National Economic Research Associates, November.

## 美国共同基金业绩和基金公司治理结构: 基金经理与董事会的作用

文章来源: Bill Ding Department of Finance School of Business SUNY at Albany, Russ Wermers Department of Finance Robert H. Smith School of Business University of Maryland, Mutual Fund Performance and Governance Structure: The Role of Portfolio Managers and Boards of Directors.

推荐人: 王广国 021-23219819

推荐理由: 投资者在关注基金业绩时, 往往把焦点集中在基金经理的作用上, 忽略了公司的治理结构和董事会对基金业绩的贡献。以此看我国基金业的发展, 也有类似的现象。公司核心投研人员对基金业绩贡献巨大, 同时基金经理(管理层)具有较大的自主权、公司内部和谐以及严格的考核激励等方面也对基金业绩的提升具有重要贡献。

### 一、基金经理和董事会均对基金业绩产生重要影响

基金行业中众多媒体经常把明星基金经理作为重点关注对象, 投资者和媒体倾向于认为基金经理是创造基金业绩关键。关注基金业绩重点突出了基金经理的作用而忽视了公司治理结构的作用。如果基金经理在良好的基金业绩中发挥重要作用, 那么良好的公司治理也是必要的。董事会不仅可以通过谈判降低投资顾问的费用, 也可以通过规范监测投资组合经理行为, 或更换纪律表现不佳的投资经理对基金业绩产生贡献。

美国共同基金通常设立董事会来负责基金的运作, 包括制订投资政策, 选择投资顾问、基金托管人等, 并对基金运作过程进行监督。董事会的类型基金董事会一般分为共享型和群集型两种类型。共享董事会(Pooled board)是指在整个基金公司中只设一个董事会, 负责管理基金家族内所有的基金; 群集董事会(Cluster board)一般是在大型的基金家庭中, 董事会成员要分组, 不同的组管理不同类的基金。由于基金董事会承担了大量的复杂业务管理职责, 因此董事会下设各种负责处理具体事宜的专业委员会以完成特定的职能, 其中审计委员会是必要的, 公司治理委员会是常设机构, 主要由独立董事构成, 负责处理相关事宜。独立董事和其它董事享有同样的权利, 共同参与、监督和表决有关投资基金的重大决策, 通过独立董事的独立性与相当的表决比例来影响董事会的决策。除此之外, 法律还赋予独立董事独特的权利, 以此突出在与投资者利益有重大冲突方面独立董事的作用。

与我国不同的是美国的独立董事在基金运作中发挥着较强的监督作用。独立董事制度在美国基金治理结构中处于核心的地位, 其在防止基金利益冲突, 保护投资者的利益方面发挥了巨大的作用。

### 二、董事会的惩罚措施在对基金运作中发挥重要的作用。

董事会可以要求管理者解聘业绩不佳的基金经理。除了要求管理公司解雇表现不佳的经理, 董事会可以采取其他温和的方法, 如通过专门从事共同基金管理顾问的公司向基金管理公司增加更多的管理者或同时向业绩不佳的基金增加更多的研究分析师。这样的补救措施经常会先在大型的基金管理公司中。通过惩罚措施, 激励基金经理努力做好自身的工作。

由于我国的基金组织形式为契约型的, 公司治理结构中基金持有人利益的代表以及对基金的监督还处于弱势, 我国基金治理结构仍需要进一步完善。

### 三、针对国内基金业发展的启示

我们目前注重对国内基金经理和基金管理公司的调研，在调研过程中也不断的比较和思考，优秀的公司（基金经理）优秀在何处、落后的公司（基金经理）差距在什么地方？下面分别从基金经理和公司层面说明一下：

### 1、基金经理方面：重新认识“木桶理论”，核心投研“长板”决定业绩空间

从最近基金行业的发展来看，部分基金管理公司业绩持续性好，强者恒强，部分基金管理公司整体业绩提升快速，部分基金管理公司持续落后。我们通过对基金管理公司业绩分析，发现，1、业绩持续性好的基金管理公司的核心投研团队一般来说稳定性好，例如嘉实、国海富兰克林、广发、汇添富等。2、核心投研人物的引进和投研流程、队伍的重构对于提升业绩可谓是立竿见影，例如上投摩根、中欧、国联安等。因此，无论是稳定的团队还是引进的团队，核心投研灵魂人物对于基金管理公司整体业绩的提升具有较大的作用。

管理学中“木桶理论”的核心内容为：一只木桶盛水的多少，并不取决于桶壁上最高的那块木块，而取决于桶壁上最短的那块，这是传统的木桶理论。但是在投资领域中要对木桶理论有新的认识，决定投研深度和广度的恰恰是桶壁上最长的那块，一个基金管理公司的整体投研实力很大程度由核心灵魂人物决定，一个公司的业绩变迁伴随着核心灵魂人物的变迁而起落，有核心灵魂人物的基金管理公司整体业绩提升比较快，核心灵魂提供“动力源”，把绿皮车改造成“动车组”，整体投研团队成长也很快，“桶壁上最长的那块”决定了公司投研深度的“盛水多少”，核心投研“长板”决定业绩空间。

### 2、公司治理方面

基金管理公司整体业绩的提升不仅仅是核心投研人物的作用，还需要公司投资环境、公司治理结构的配合，是一个综合工程。

**一、管理层和基金经理具有充分的自主性。**管理层方面，管理层（我国基金管理公司中实行总经理负责制）具有充分的自主性和正确的战略将使基金管理公司的发展健康前进。例如，我国的基金业发展中曾出现股东干预过多的现象，股东干预过多的最明显表现是团队不稳定，团队不稳定对于基金业绩打击是致命的。基金经理方面，目前各个基金管理公司中对基金经理投资权限在合规的情况下还是很大的，而且出现了一个比较好的现象，鼓励基金经理管理出适合自己的风格。

**二、投研队伍内部和谐，有助于生产力的转化。**我们在调研中发现一个基金公司中投资经理之间、投资经理研究员之间、研究员之间的和谐能积聚正能量，转化生产力的能力大大增强。投研人员的和谐有利于信息的传递和沟通，更重要的是减少投资之外人与人的勾心斗角。

**三、公司的激励和惩罚措施对基金经理能动性的提高具有很大的作用。**我们在调研中发现考核严格的基金管理公司整体业绩表现较好。目前各个公司中对于基金经理和研究员的考核不一，大众化的考核是考核3年的业绩，比较严格的是考核一年的业绩。严格的考核在一定程度上激发基金经理的能动性。当然了，基金经理在大的压力下也可能出现负面的能动性。

## 信息披露

### 分析师声明

高道德、单开佳、王广国、倪韵婷、罗震：金融产品研究

以上分析师皆具有中国证券业协会授予的证券投资咨询执业资格，以勤勉的职业态度，独立、客观地出具本报告。本报告所采用的数据和信息均来自市场公开信息，本人不保证该等信息的准确性或完整性。分析逻辑基于作者的职业理解，清晰准确地反映了作者的研究观点，结论不受任何第三方的授意或影响，特此声明。

### 法律声明

本报告仅供海通证券股份有限公司（以下简称“本公司”）的客户使用。本公司不会因接收人收到本报告而视其为客户。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。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。

本报告所载的资料、意见及推测仅反映本公司于发布本报告当日的判断，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。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报告。

市场有风险，投资需谨慎。本报告所载的信息、材料及结论只提供特定客户作参考，不构成投资建议，也没有考虑到个别客户特殊的投资目标、财务状况或需要。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。在法律许可的情况下，海通证券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并进行交易，还可能为这些公司提供投资银行服务或其他服务。

本报告仅向特定客户传送，未经海通证券研究所书面授权，本研究报告的任何部分均不得以任何方式制作任何形式的拷贝、复印件或复制品，或再次分发给任何其他人，或以任何侵犯本公司版权的其他方式使用。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。如欲引用或转载本文内容，务必联络海通证券研究所并获得许可，并需注明出处为海通证券研究所，且不得对本文进行有悖原意的引用和删改。

根据中国证监会核发的经营证券业务许可，海通证券股份有限公司的经营经营范围包括证券投资咨询业务。



## 海通证券股份有限公司研究所

李迅雷  
海通证券副总裁  
海通证券首席经济学家  
研究所所长  
(021) 23219300  
lxl@htsec.com

高道德 副所长  
(021)63411586  
gaodd@htsec.com

路 颖 副所长  
(021)23219403  
luying@htsec.com

江孔亮 所长助理  
(021)23219422  
kljiang@htsec.com

姜 超 所长助理  
(021)23212042  
Jc9001@htsec.com

赵晓光 所长助理  
(021)23212041  
zxg9061@htsec.com

### 宏观经济研究团队

姜 超(021)23212042  
陈 勇(021)23219800  
曹 阳(021)23219981  
高 远(021)23219669

jc9001@htsec.com  
cy8296@htsec.com  
cy8666@htsec.com  
gaoy@htsec.com

### 策略研究团队

荀玉根(021)23219658  
陈瑞明(021)23219197  
吴一萍(021)23219387  
汤 慧(021)23219733  
王 旭(021)23219396

xyg6052@htsec.com  
chenrm@htsec.com  
wuyiping@htsec.com  
tangh@htsec.com  
wx5937@htsec.com

### 联系人

周 霞(021)23219807

zx6701@htsec.com

### 联系人

李 珂(021)23219821

lk6604@htsec.com

### 金融产品研究团队

姜 静(021)23219450  
单开佳(021)23219448  
倪韵婷(021)23219419  
罗 震(021)23219326  
唐洋远(021)23219004  
王广国(021)23219819  
孙志远(021)23219443  
陈 亮(021)23219914  
陈 瑞(021)23219645  
伍彦妮(021)23219774

loujing@htsec.com  
shankj@htsec.com  
niyt@htsec.com  
luozh@htsec.com  
tangyy@htsec.com  
wgg6669@htsec.com  
szy7856@htsec.com  
cl7884@htsec.com  
chenyao@htsec.com  
wyn6254@htsec.com

### 联系人

桑柳玉(021)23219686  
曾逸名(021)23219773  
陈韵骋(021)23219444

sly6635@htsec.com  
zym6586@htsec.com  
cyc6613@htsec.com

### 金融工程研究团队

吴先兴(021)23219449  
丁鲁明(021)23219068  
郑雅斌(021)23219395  
冯佳睿(021)23219732  
朱剑涛(021)23219745

wuxx@htsec.com  
dinglm@htsec.com  
zhengyb@htsec.com  
fengjr@htsec.com  
zhuji@htsec.com

### 固定收益研究团队

姜 超(021)23212042  
姜金香(021)23219445  
徐莹莹(021)23219885  
李 宁(021)23219431

jc9001@htsec.com  
jiangjx@htsec.com  
xyy7285@htsec.com  
lin@htsec.com

### 政策研究团队

李明亮(021)23219434  
陈久红(021)23219393  
陈峥嵘(021)23219433

lml@htsec.com  
chenjiuhong@htsec.com  
zrchen@htsec.com

### 联系人

张欣慰(021)23219370

zxw6607@htsec.com

### 联系人

倪玉娟(021)23219820

nyj6638@htsec.com

### 联系人

朱 蕾(021)23219946

zl8316@htsec.com

周雨卉(021)23219760  
杨 勇(021)23219945

zyh6106@htsec.com  
yy8314@htsec.com

### 计算机行业

陈美凤(021)23219409  
蒋 科(021)23219474  
联系人  
安永平(021)23219950

chenmf@htsec.com  
jiangk@htsec.com  
ayp8320@htsec.com

### 煤炭行业

朱洪波(021)23219438

zhb6065@htsec.com

### 批发和零售贸易行业

路 颖(021)23219403  
潘 鹤(021)23219423  
汪立亭(021)23219399  
联系人  
李宏科(021)23219671

luying@htsec.com  
panh@htsec.com  
wanglt@htsec.com  
lhk6064@htsec.com

### 建筑工程行业

赵 健(021)23219472  
联系人  
张显宁(021)23219813

zhaoj@htsec.com  
zxn6700@htsec.com

### 石油化工行业

邓 勇(021)23219404  
联系人  
王晓林(021)23219812

dengyong@htsec.com

wxl6666@htsec.com

### 机械行业

龙 华(021)23219411  
熊哲颖(021)23219407  
联系人  
胡宇飞(021)23219810  
黄 威(021)23219963

longh@htsec.com  
xzy5559@htsec.com  
hyf6699@htsec.com  
hw8478@htsec.com

### 农林牧渔行业

丁 频(021)23219405  
夏 木(021) 23219748

dingpin@htsec.com  
xiam@htsec.com

### 纺织服装行业

联系人  
杨艺娟(021)23219811

yyj7006@htsec.com

### 非银行金融行业

丁文韬(021)23219944  
联系人  
黄 翊(021)23219638  
吴绪越(021)23219947

dwt8223@htsec.com  
hm6139@htsec.com  
wxy8318@htsec.com

### 电子元器件行业

张孝达(021)23219697  
联系人  
郑震湘(021)23219816

zhangxd@htsec.com  
zzx6787@htsec.com

### 互联网及传媒行业

刘佳宁(0755)82764281  
白 洋(021)23219646  
联系人  
薛婷婷(021)23219775

ljin8634@htsec.com  
baiyang@htsec.com  
xtt6218@htsec.com

### 交通运输行业

钱列飞(021)23219104  
虞 楠(021)23219382  
联系人  
李 晨(021)23219817

qianlf@htsec.com  
yun@htsec.com  
lc6668@htsec.com

### 汽车行业

赵晨曦(021)23219473  
冯梓钦(021)23219402  
联系人  
陈鹏辉(021)23219814

zhaocx@htsec.com  
fengzq@htsec.com  
cph6819@htsec.com

### 食品饮料行业

赵 勇(0755)82775282  
联系人  
马浩博(021)23219822

zhaoyong@htsec.com  
mhb6614@htsec.com

### 钢铁行业

刘彦奇(021)23219391  
联系人  
任玲燕(021)23219406

liuyq@htsec.com  
rly6568@htsec.com



医药行业 刘 宇(021)23219608 联系人 刘 杰(021)23219269 冯皓琪(021)23219709 郑 琴(021)23219808	liuy4986@htsec.com  liuj5068@htsec.com fhq5945@htsec.com zq6670@htsec.com	有色金属行业 施 毅(021)23219480 刘 博(021)23219401 联系人 钟 奇(021)23219962	sy8486@htsec.com liub5226@htsec.com  zq8487@htsec.com	基础化工行业 曹小飞(021)23219267 联系人 张 瑞(021)23219634 朱 睿(021)23219957	caoxf@htsec.com  zr6056@htsec.com zr8353@htsec.com
家电行业 陈子仪(021)23219244 联系人 宋 伟(021)23219949	chenzy@htsec.com  sw8317@htsec.com	建筑建材行业 联系人 张光鑫(021)23219818	  zg7065@htsec.com	电力设备及新能源行业 张 浩(021)23219383 牛 品(021)23219390 房 青(021)23219692 联系人 徐柏乔(021)23219171	zhangh@htsec.com np6307@htsec.com fangq@htsec.com  xbq6583@htsec.com
公用事业 陆凤鸣(021)23219415 联系人 汤砚卿(021)23219768	lufm@htsec.com  tyq6066@htsec.com	银行业 戴志锋 (0755)23617160 刘 瑞 (021)23219635	dzf8134@htsec.com lr6185@htsec.com	社会服务业 林周勇(021)23219389	lzy6050@htsec.com
房地产业 涂力磊(021)23219747 谢 盐(021)23219436 贾亚童(021)23219421	tl5535@htsec.com xiey@htsec.com jiayt@htsec.com	造纸轻工行业 徐 琳 (021)23219767	xl6048@htsec.com	通信行业 联系人 侯云哲(021)23219815	hyz6671@htsec.com
中小市值 邱春城(021)23219413 钮宇鸣(021)23219420 何继红(021)23219674 孔维娜(021)23219223	qiucc@htsec.com ymniu@htsec.com hejh@htsec.com kongwn@htsec.com				

## 海通证券股份有限公司机构业务部

陈苏勤 总经理  
(021)63609993  
chensq@htsec.com

贺振华 总经理助理  
(021)23219381  
hzh@htsec.com

深广地区销售团队 蔡铁清 (0755)82775962 刘晶晶 (0755)83255933 辜丽娟 (0755)83253022 高艳娟 (0755)83254133 伏财勇 (0755)23607963 邓 欣 (0755)23607962	ctq5979@htsec.com liujj4900@htsec.com gulj@htsec.com gyj6435@htsec.com fcy7498@htsec.com dx7453@htsec.com	上海地区销售团队 高 溱 (021)23219386 孙 俊 (021)23219902 姜 洋 (021)23219442 李唯佳 (021)23219384 胡雪梅 (021)23219385 黄 毓 (021)23219410 朱 健 (021)23219592 黄 慧 (021)23212071 王丛丛 (021)23219454 卢 倩 (021)23219373 孙 明 (021)23219990 孟德伟 (021)23219989	gaoqin@htsec.com sunj@htsec.com jy7911@htsec.com jiwj@htsec.com huxm@htsec.com huangyu@htsec.com zhuj@htsec.com hh9071@htsec.com wcc6132@htsec.com lq7843@htsec.com sm8476@htsec.com mdw8578@htsec.com	北京地区销售团队 赵 春 (010)58067977 郭文君 (010)58067996 隋 巍 (010)58067944 张广宇 (010)58067931 王秦豫 (010)58067930 江 虹 (010)58067988 杨 帅 (010)58067929 张 楠 (010)58067935	zhc@htsec.com gwj8014@htsec.com sw7437@htsec.com zgy5863@htsec.com wqy6308@htsec.com jh8662@htsec.com ys8979@htsec.com zn7461@htsec.com
--	--	--	---	--	--

海通证券股份有限公司研究所

地址：上海市黄浦区广东路 689 号海通证券大厦 13 楼

电话：(021)23219000

传真：(021)23219392

网址：www.htsec.com