

基金业绩与资金流量:明星效应与垫底效应^①

杨 坤,曹 晖,宋双杰
(上海财经大学经济学院,上海 200433)

摘要: 利用 2005—2010 季度基金数据,用部分线性半参数回归方法估计了基金业绩与资金流量的关系曲线,并在此基础上模拟计算并检验了基金经理投资的风险偏好.与之前的研究^[1,2]不同,文章结果不支持“赎回异象”假说,并发现中国市场存在明显的“明星效应”和“垫底效应”,即 PFR 曲线随业绩的提高呈上升趋势,并在形态上表现为两头陡峭中间平缓.在委托代理框架下,这意味着基金经理在中期业绩较好时会倾向于承担风险以成为“明星基金”,而在中期业绩较差时则会通过规避风险以避免“垫底”.由于基金投资的风险偏好对于基金业绩有重要影响,该文的结论对于中国公募基金行业的发展和建设有一定借鉴意义.

关键词: PFR; 风险偏好; 明星效应; 垫底效应; 本参数回归

中图分类号: F830.9 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2013)05-0029-10

0 引言

截止 2010 年末,我国共有 60 家公募基金管理公司,成立各类公募基金 704 支,管理资产净值 25 000 亿元,其中开放式基金共 668 支,占全部公募基数的 95%.相比较私募资金,公募基金是面向普通投资者募集的股票市场投资基金,其投资门槛较低,投资者较为分散,与主要面向风险承受能力较高的高净值投资者的私募基金在治理结构上有很大不同(如果从治理结构角度看中国的阳光私募也可以被称作对冲基金).公募基金经理并不参与收益分成(目的在于降低基金经理者的风险承担意愿),其主要收入来自于按照管理资金规模一定比例征收的管理费,因此公募基金经理者的目标在扩大基金规模,而公募基金投资者的目标是获得较高回报,他们之间的利益不完全一致,基金回报和基金资金流量之间的关系既是这种利益不一致的集中体现,也是解决这一问题的一种契约设计.简而言之,基金投资者可以在

观察到基金经理的表现后用脚投票,选择认购或赎回基金,从而改变该基金的资产规模,影响基金管理者的收入.

学术界考察基金业绩与基金资金流量的关系(performance-flow relationship, PFR)的文献由来已久^[3-6],他们基于成熟市场公募基金行业的研究发现这一关系包含两个典型特征,一是基金业绩对基金资金流量的影响显著,投资者倾向于购买在前期取得较高收益的基金.一些研究者利用不同数据样本验证了基金业绩对基金资金流量的正向影响^[3,4,7].另有研究者基于调查问卷数据发现基金投资者倾向于购买具有较高历史回报的基金产品^[8],以及运用 VAR 方法考察 Lipper 上面的基金日数据,发现过去的资金流量会对未来基金管理者的表现有正的影响^[5].二是基金业绩对基金资金流量的影响为非线性,前期业绩表现突出的“明星基金”,其基金规模会出现爆发式增长,即所谓“明星效应”^②.一些研究者利用半参数回归模型发现前期回报越高的基金对基金资金流量

① 收稿日期: 2011-12-13; 修订日期: 2013-03-10.

作者简介: 杨 坤(1985-),男,山东栖霞人,博士生. Email: younk.sysu@gmail.com

② “明星效应”这一名词在部分国内文献中包含另外一种含义,即明星基金对其所属基金管理公司的其他基金资金流量的正的溢出效应.

的边际影响越大,这一现象对存续期少于5年、缺乏更多历史业绩信息的年轻基金尤其明显^[9]。另有研究者采用分段线性回归模型发现基金业绩对基金资金流量的影响具有非对称特征,业绩排名前20%的基金通常会吸引投资者进行超额申购,而业绩排名后20%的基金却并不会引发超额赎回^[10],以及利用事件分析法考察了基金的晨星(morning star)业绩排名改变对基金投资者投资行为的影响,他们发现排名上升会显著增加对该基金的申购^[11]。

国内学者关于该问题的观点存在一些分歧,不少研究发现我国公募基金行业的基金业绩和基金资金流量之间存在负相关关系,即业绩越好的基金赎回率越高,这被称为中国开放式基金的“赎回异象”^[1,12-14]。但是最近的研究却对这一结论提出挑战,认为所谓的“赎回异象”其实是种假象,他们利用非平衡面板回归模型发现基金的年度业绩对基金的净流量有显著的正面影响。他们还指出,事实上,基金管理公司通常是根据基金业绩对基金经理进行定期考核,业绩优异者可获得丰厚奖金,而业绩较差者的奖金则会被取消,甚至被辞退。因此如果存在赎回异象,基金公司的上述做法难免令人费解^[2]。而对于基金的“明星效应”,国内目前相关文献往往并不支持中国的公募基金行业存在“明星效应”的假说,他们认为与国外文献的研究结论明显不同,我国的“明星基金”并不能获得超额的资金流入,投资者并不热衷于“追星”^[2]。

与国内现有研究不同,本文不支持“赎回异象”,并发现了基金投资存在“明星效应”,同时,本文又更进一步,用部分线性半参数方法估计并检验了中期业绩对于基金经理风险偏好的影响(用他们选择承受更多风险获得的收益来度量)。本文的结果之所以和国内文献结果不太一样,部分可能是因为考察的样本期与其他学者的研究不尽相同,另外也是因为本文采用的方法与他们有差别,半参数方法的好处是考察非线性关系时不需要做太多假设,结果相对稳健,缺点在于其结果往往受样本容量影响较大。

本文主要有以下发现:

1) 基金前期业绩对基金资金流量具有正面影响,即前期收益较高的基金更可能获得基金规模的增长。

2) 基金业绩对基金资金流量的影响呈现非线性特征,对于前期表现突出的基金,基金业绩对基金规模的边际影响更大;而前期表现特别糟糕的基金则很可能会遭遇大规模赎回,即存在“明星效应”和“垫底效应”。如果基金的前期业绩平平,则其前期收益对当期规模的影响不明显,其中“垫底效应”在早先文献中比较罕见。

3) 基金的中期业绩(midterm performance)会影响基金经理的风险偏好。对于中期业绩居于上游和垫底的基金,其后期投资都倾向于通过承担更多风险以期获得较高收益,其中前者的目的是进一步成为“明星”,而后者则为扭转业绩以摆脱“垫底”状态;而对于业绩居中的基金,其风险偏好程度会随着中期业绩的上升而平缓上升。这个结果也与早先文献不一样。

1 样本选择与数据描述

1.1 样本数据

本文的基金样本是2010年之前成立的投资于中国股票市场的开放式基金中的342支股票型和偏股混合型基金^③,剔除了指数基金和QDII基金,除此之外还去除了另外两类数据。一类是当季度申购赎回处于异常状态^④的基金,申购赎回状态异常会影响资金的流入流出,因此只在样本中保留申购赎回状态均为开放的基金季度数据。另一类是当季度进行分红的基金,其原因是基金的分红行为会影响其规模,而这种规模变化并非本文着力研究的是由基金投资者的申购赎回行为导致的基金规模变化,另外,通过分红吸引投资者在我国是常见的基金营销手段,常常会引起基金规模的异常变化。本文数据均来自于国泰安数据库(CSMAR),包括季度末基金净值、季度基金回报率等,数据样本区间为2004年1季度至2010年4季度,但基于本文的回归模型设定和变量完整性的要求,可用于回归的样本区间是2004年4季度

③ 本文将股票仓位上限可以达到基金仓位95%的混合型基金定义为偏股混合型基金。

④ 具体包括封闭期、集中认/申购、暂停大额申购、暂停申购、暂停申购与赎回、暂停赎回等6种情况。

至 2010 年 4 季度^⑤, 此外, 样本中不包含基金成立当年的数据. 最终得到了完整的 2 060 组可用于回归的基金—季度数据.

1.2 变量设定

本文的被解释变量是季度资金净流入, 将之定义为

$$Flow_{i,t} = \frac{1}{TNA_{i,t-1}} [TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1} \times (1 + ret_fund_{i,t})] \quad (1)$$

其中 $TNA_{i,t}$ 是 t 季度基金 i 的资产净值总额. $r_{i,t}$ 为 t 季度基金 i 的原始回报率, 可以看出, 这个变量等于用基金回报调整过的资产净值增长率.

本文的主要解释变量是基金滞后季度超额回报率, 是用基金季度投资回报率减去市场回报率(用的是国泰安数据库里的季度市场回报率) 得到

$$ret_ex_{i,t-1} = ret_fund_{i,t-1} - ret_mkt_{t-1} \quad (2)$$

其中 $ret_fund_{i,t-1}$ 是基金 i 的滞后一期季度回报率; ret_mkt_{t-1} 是市场滞后一期回报率. 之所以选择前一季度超额收益率作为关键解释变量是基于如下理由: 首先, 我国的基金投资者具有看重短期收益的投资特征, 本文采用的数据样本是季度面板数据, 时间跨度较短, 使用前一季度超额收益率可以较好地反映基金的短期收益. 其次, 在本文进行的 OLS 回归(详见下文) 中, 发现基金前一季度超额收益率, 相较于其它季度的超额收益率指标,

对基金资金流量的影响更大.

本文的控制变量如下: 基金日超额收益率标准差(用于衡量基金风险水平), 标注为 $daily_sd_{i,t}$, 基金相对规模, 标注为 $scale_{i,t}$, 所属基金公司管理资产的相对规模, 标注为 $cp_scale_{i,t}$, 当季度基金行业净资产管理规模的增长率, 标注为 $indusgr_{i,t}$.

本文将控制变量基金相对规模定义为该基金资产净值与当季度样本基金平均资产净值^⑥比值的自然对数, 计算公式如下

$$scale_{i,t} = \ln \left(\frac{TNA_{i,t}}{\sqrt{\prod_{k=1}^{n_t} TNA_{k,t}}} \right) = \ln(TNA_{i,t}) - \frac{1}{n_t} \sum_{k=1}^{n_t} \ln(TNA_{k,t})$$

其中 $TNA_{i,t}$ 是 t 期基金 i 的资产净值总额; n_t 为 t 期样本基金个数. 该变量主要刻画的是不同基金的基金规模在横截面上的差异, 其回归系数的含义应为基金规模相对于当期基金平均规模的百分比差别对被解释变量的影响^⑦. 另外, 所属基金公司管理资产的相对规模 $cp_scale_{i,t}$ 的计算方法与 $scale_{i,t}$ 的计算方法一致.

1.3 描述统计

表 1 给出了主要变量的描述性统计量.

表 1 主要变量的描述性统计量

Table 1 Descriptive statistics

变量	均值	标准差	25% 分位点	中位数	75% 分位点
$Flow_{i,t}$	-0.027	0.192	-0.087	-0.036	-0.008
$ret_ex_{i,t}$	0.027	0.073	-0.014	0.026	0.074
$ret_ex_{i,t-1}$	0.031	0.079	-0.011	0.031	0.079
$ret_ex_{i,t-2}$	0.024	0.081	-0.017	0.023	0.073
$Daily_sd_{i,t}$	0.008	0.003	0.006	0.008	0.011
$indusgr_{i,t}$	0.046	0.189	-0.091	0.042	0.142
$scale_{i,t}$	0.266	1.166	-0.307	0.432	1.091
$cp_scale_{i,t}$	0.493	0.994	-0.171	0.663	1.091

⑤ 由于本文的回归模型设定中包含了滞后二期的超额收益率这一变量, 而其构建则需要用到向前推移 3 个季度的净值数据(收益率的计算需向前推移 1 个季度, 而滞后二期则需再向前推移两个季度, 即构建 2004 年 4 季度的回归变量需用到 2004 年 1 季度的净值数据)

⑥ 当季度基金平均资产净值使用几何平均数.

⑦ 此处选择使用基金相对规模的当期值而非前期值主要是考虑到该变量主要刻画的不同基金的基金规模在横截面上的差异, 虽然基金规模会随时间变化, 但通常情况下在前一季度规模相对较大的基金, 在当季度的规模一般也相对较大, 本文发现基金相对规模当期值与前期值具有很强的相关性(相关系数为 0.989 5)

从表1可以看到,在2005—2010,平均意义上,资金净流入是负值,或许这是因为减掉了由于基金投资收益带来的基金增长,因此该指标相对保守.基金收益率都比同期市场回报率略高,这可能是因为考察的这段时间整体属于牛市,在牛市中基金跑赢市场并不奇怪.

为了研究新老基金资金流量与基金业绩之间关系特征的异同,根据基金年龄将样本数据划分为5组,不同的年龄组的样本情况如表2^⑧,本文增加了1个控制变量: age_k 为一组标记基金年龄的虚拟变量,共有4个,分别为 $age_3, age_4, age_5, age_{>5}$,当基金年龄为 $k(k=3, 4, 5, >5)$ 时 age_k 的取值为1,否则为0^⑨.

表2 全部样本按照基金年龄分类的样本情况

Table 2 Sample size categorized by age

基金年龄 / 年	2	3	4	5	> 5	合计
样本数	479	489	429	330	333	2 060

2 估计 PFR 曲线

2.1 研究设计

本文的实证研究设计是这样的,先进行 OLS 的回归,然后进行半参数的分析.

1) OLS 模型 OLS 回归方程设定如下

$$\begin{aligned} flow_{i,t} = & \beta_0 + \alpha_k age_k + \beta_1 ret_ex_{i,t-1} + \\ & \sum_k \gamma_k age_k \cdot ret_ex_{i,t-1} + \\ & \beta_2 ret_ex_{i,t} + \beta_3 ret_ex_{i,t-2} + \\ & \beta_4 daily_sd_{i,t} + \beta_5 scale_{i,t} + \\ & \beta_6 cp_scale_{i,t} + \beta_7 indusgr_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3) \end{aligned}$$

除了上述提及的解释变量之外,加入了基金年龄虚拟变量与关键解释变量基金前期收益率的交叉项,因为不同年龄的 PFR 曲线的斜率很可能是不一样的.加入这个交互项之后,基金前一期超额回报率对当期资金净流入的影响就不再是个常数,而是线性函数,为 $\beta_1 + \gamma_k age_k$,由于 age_k 是哑变量,所以 $\beta_1 + \gamma_k$ 就度量了其斜率,具体回归结果见表3 A 列.

2) 半参数模型 线性模型的优点是其形式

简洁,系数也较容易解释,并且比较稳健,但大多数研究者都认为 PFR 是非线性的^[19],因此,本文采用部分线性半参数模型进行估计^[9],模型设定如下

$$\begin{aligned} flow_{i,t} = & \beta_0 + \alpha_k age_k + f(ret_ex_{i,t-1}) + \\ & \sum_k \gamma_k age_k \cdot f(ret_ex_{i,t-1}) + \\ & \beta_1 ret_ex_{i,t} + \beta_2 ret_ex_{i,t-2} + \\ & \beta_3 daily_sd_{i,t} + \beta_4 scale_{i,t} + \\ & \beta_5 cp_scale_{i,t} + \beta_6 indusgr_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4) \end{aligned}$$

该模型设定将线性模型(参数模型)与非参数模型巧妙结合,既降低了对线性模型中过于严格的线性假设的依赖,同时又可以刻画对本文至关重要的 PFR(基金业绩与资金流量关系)的非线性性质(即明星效应与垫底效应),从模型设定角度看,相对于线性模型,半参数模型所依赖的前提假设更少、适用性更强,但该模型也存在一些缺点,即对样本数量的要求较线性模型更高,本文的样本数量超过 2 000,可以满足半参数模型的估计要求.模型由非参数估计和参数估计两部分构成,其中非参数部分通过估计 $f(ret_ex_{i,t-1})$ 的函数性状得到基金前一季度超额收益率对当季度资金流量影响的非线性关系,参数部分则通过对 α, β, γ 等系数的估计来控制其他变量对基金资金流量的影响.

由于基金业绩对基金资金流量的影响在新老基金之间可能存在差异,基于基金年龄为 2 年的样本数据估计 $f(ret_ex_{i,t-1})$ 的函数性状,并且假定对于基金年龄为 k 的基金,其前一季度超额收益率对资金流量的影响为 $(1 + \gamma_k)f(ret_ex_{i,t-1})$,然后,通过对其的估计得到其它年龄组基金的业绩流量关系.

本文利用部分线性半参数回归模型的估计方法,使用统计软件 R 的“np”程序包对该模型进行估计^[15].简要步骤如下.

步骤 1 完成对 β 系数的估计.先将样本数据按照表 2 的分类分成 5 组,在每一组数据中分别用被解释变量 $flow_{i,t}$ 和其它控制变量(不包括基金年龄虚拟变量) $ret_ex_{i,t}, ret_ex_{i,t-2}, daily_sd_{i,t}, scale_{i,t}, cp_scale_{i,t}, indusgr_{i,t}$,对关键解释变量前一季度超额收益率 $ret_ex_{i,t-1}$ 做非参数核回归

⑧ 这里的基金年龄是指当期年末时基金的年龄,本文的样本没有包含存续期小于 2 年的基金,这也是表 1 当季回报和滞后回报分布不同的原因.

⑨ 为了避免完全共线性,没有对年龄为 2 的基金取哑变量.

(kernel regression), 这样就得到两组残差, 分别为 $\varepsilon_1, \varepsilon_2$, 然后用 ε_1 对 ε_2 中的每个元素分别做 OLS 回归, 这样就得到 5 组回归系数, 然后根据每个组中的样本量做加权平均, 这时候得到的 $\hat{\beta}$ 就是 β 的一致估计量^⑩。

步骤 2 完成对 α_k, γ_k 的估计. 利用步骤 1 中得到的 β 估计值, 在每一个年龄组里计算

$$flow_{i,t} - \hat{\beta}_k X_{i,t} = (1 + \gamma_k) f(ret_ex_{i,t-1}) + \hat{\varepsilon}_{i,t}$$

这里的 X 是步骤 1 采用的年龄外的控制变量. 然后在每个组里分别用这个值对 $ret_ex_{i,t-1}$ 做非参数核回归, 在每个点上得到一系列拟合值, 把它标记为 $\hat{g}^k(x_i)$, 然后在每组选两个点 x_1, x_0 , 计算

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\hat{g}^k(x_1) - \hat{g}^k(x_0)}{\hat{g}^0(x_1) - \hat{g}^0(x_0)}$$

$$\hat{\alpha}_k = \hat{g}^k(x_0) - \hat{\gamma}_k \hat{g}^0(x_0)$$

式中 $\hat{g}^0(x)$ 是指针对年龄为 2 的组进行的核回归的拟合值.

步骤 3 完成对 $f(ret_ex_{i,t-1})$ 的函数性状的估计. 利用前两步中得到的 β 和 α_k, γ_k 的估计值, 计算全部基金样本的估计偏差 $f(ret_ex_{i,t-1}) + \hat{\varepsilon}_{i,t}$. 将该估计偏差对变量做非参数核回归得到函数 $f(ret_ex_{i,t-1})$, 此估计函数即为基金前一季度超额收益率对资金流量影响的非线性关系^[15].

2.2 实证结果

表 3 给出了当期资金流量对基金业绩等主要解释变量进行的最小二乘回归和半参数部分线性回归的估计结果. 从最小二乘回归的回归结果看, 3 个刻画基金业绩的解释变量的回归系数均在 1% 的显著性水平上显著为正, 表明基金业绩对基金资金流量的影响是正的, 即基金前期超额收益率越高其基金规模的增长就越快, 并不存在赎回异象的情况. 从回归系数的绝对水平看, 滞后一期的基金超额收益率对基金规模增长的影响最大, 对于存续期为 2 年的开放式基金, 该变量 1 个标准差的增加, 将会引起下一期超过 6.2% 的资金流入, 而当期超额收益率 1 个标准差的增加吸引的资金流入为 4.4%, 滞后二期超额收益率 1 个

标准差的增加, 吸引的资金流量为 2.06%.

另外, 由回归模型的设定可以看出, 上述 OLS 回归是以年龄为 2 年 (age_2) 的基金为基准组进行的, 即 β_1 的含义是年龄为 2 年的基金的前期超额收益率对基金资金流量的影响系数, 而对于年龄为 k 年 (age_k) 的基金, 其前期超额收益率对基金资金流量的影响系数则为 $\beta_1 + \gamma_k$, 即对于 age_2 的基金该系数为 0.785 4, age_3 为 0.627 4 (0.785 4 - 0.158 0), age_4 为 0.345 6 (0.785 4 - 0.439 8), age_5 为 0.423 0 (0.785 4 - 0.362 4), $age_{>5}$ 为 0.197 4 (0.785 4 - 0.588 0). 分析基金年龄虚拟变量与前期超额收益率交叉项的回归系数可知, 随着基金存续期的延长, 基金前期业绩对基金资金流入的影响在逐渐减弱, 对于存续期为 3 年的开放式基金, 其前期超额收益率对当期资金流量的影响减弱了约 20%, 对于存续期为 4 年的开放式基金, 这一影响的减弱幅度为 56%, 对于存续期为 5 年的基金, 减弱幅度为 46%, 而对于存续期超过 5 年的开放式基金该影响只相当于存续期为 2 年基金的 25%. 基金前期业绩对资金流量影响随基金存续期的延长而不断减弱的原因, 可能在于对于存续期较长的基金其可供参考的历史业绩表现更丰富, 信息不对称程度下降, 因此基金投资者的投资决策对单一时期业绩表现的依赖程度也在不断减弱. 从其它控制变量的回归系数看, 发现基金相对规模对基金资金流量的影响较为显著, 规模越大的基金对投资者的吸引力越大. 此外, 基金日超额收益率的标准差对基金资金流量的影响为负, 说明投资者偏好于购买业绩波动较小, 风险较低的基金.

表 3 的 B 部分给出了部分线性半参数模型的回归结果, 这里的回归系数是指其线性部分的系数, 这些系数与 OLS 结果比较接近, 但也有几个例外, 半参数模型中, 行业管理规模对于资金净流入的影响要比 OLS 的结果小, 并且不显著, 半参数模型中, 基金存续时间对 PFR 斜率的影响也比 OLS 更大, 依然为负, 并且显著, 这也就意味着基金存续期越长, 基金资金流量对于近期业绩的依赖性会下降的更多.

⑩ 采用文献中常用的 Epanechnikov kernel.

表3 OLS 回归及半参数回归结果

Table 3 Results of OLS and semi-parametric regression

当期资金流量	A. OLS 估计		B. 半参数估计	
	回归系数	标准差	回归系数	标准差
$ret_ex_{i,j-1}$	0.785 4***	0.103 0	—	
$ret_ex_{i,j}$	0.608 7***	0.061 0	0.662 8***	0.062 1
$ret_ex_{i,j-2}$	0.253 9***	0.054 8	0.263 7***	0.054 5
$daily_sd_{i,j}$	-2.908 0*	1.550 1	-2.950 6*	1.579 0
$indusgr_{i,j}$	0.042 6*	0.022 6	0.027 6	0.023 6
$scale_{i,j}$	0.009 0**	0.004 3	0.008 9**	0.004 2
$cp_scale_{i,j}$	-0.002 3	0.004 8	-0.003 4	0.004 8
$age_3 \times ret_ex_{i,j-1}$	-0.158 0	0.149 1	-0.310 4***	0.031 1
$age_4 \times ret_ex_{i,j-1}$	-0.439 8***	0.149 0	-0.596 2***	0.027 8
$age_5 \times ret_ex_{i,j-1}$	-0.362 4**	0.175 1	-0.486 4***	0.028 9
$age_{>5} \times ret_ex_{i,j-1}$	-0.588 0***	0.165 1	-0.661 9***	0.012 1
常数项	-0.067 8***	0.015 9	0.001 5	0.004 0
R^2	0.10		0.12	
样本数	2 060		2 060	

注: * 表示该系数的显著水平为 10% , ** 表示该系数的显著水平为 5% , *** 表示该系数的显著水平为 1% .

图1刻画的是存续期为2年的基金其前一期基金业绩对基金资金流量影响的非线性关系,根据本文半参数模型设定,对于存续期为 k 年(age_k)的基金,其PFR则由 $(1 + \gamma_k) \times f(ret_ex_{i,j-1})$ 刻画,即 age_3 为 $0.689 6 \times f(ret_ex_{i,j-1})$ ($1 - 0.310 4$) age_4 为 $0.403 8 \times f(ret_ex_{i,j-1})$ ($1 - 0.596 2$) age_5 为 $0.513 6 \times f(ret_ex_{i,j-1})$ ($1 - 0.486 4$) $age_{>5}$ 为 $0.338 1 \times f(ret_ex_{i,j-1})$ ($1 - 0.661 9$),也同样表现出随着基金年龄的增长,前期超额收益率对基金资金流量的影响逐渐减弱的趋势。

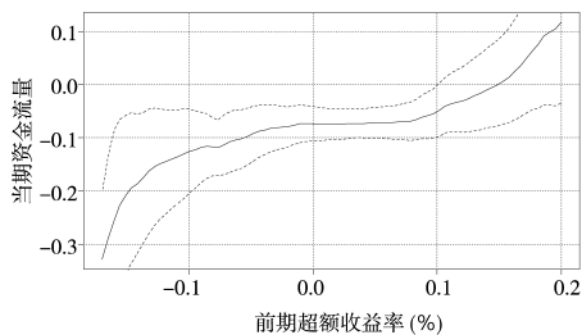


图1 基金前期超额收益率与当期资金流量的非线性关系 (age_2)

Fig. 1 Non-linear effects of lagged excess return on fund flow

图1的横轴表示基金前期的超额收益率,纵轴表示当期基金资金流量,实线表示不同前期业绩表现情况下的资金流入的期望值,实线两侧的

虚线则表示上下各两个标准差的置信区间.从该图可以看出,基金前期业绩对当期资金流量的影响具有明显的非线性特征.首先,前期超额收益率在7%以上和-2%以下的基金,其资金流量对前期业绩表现更为敏感,而前期超额收益率在-2%和7%之间的基金,其前期业绩表现对当期资金流量的影响不明显,即对于明显超出或落后于市场的基金,其资金流量对业绩表现反应强烈,而前期收益率较为中庸的基金,其业绩表现对资金流量的影响不大.其次,前期超额收益率超过7%的基金,其前期业绩对当期资金流量的影响呈现凸性特征,即基金前期超额收益率对当期资金流量的边际影响随着前期超额收益率的增加而逐渐递增,即业绩越好的基金,其业绩表现的进一步提升就越能吸引更多的资金流入.而前期超额收益率低于-2%的基金,其前期业绩对当期资金流量的影响呈现凹性特征,即基金前期超额收益率对当期资金流量的边际影响随着前期超额收益率的减少而逐渐递增,即业绩越差的基金,其业绩表现的进一步下滑对基金规模的影响越大.这一实证结果表明,我国的公募基金行业存在明显的“明星效应”和“垫底效应”.前期表现突出的基金,其基金业绩对基金规模的边际影响更大;而前期表现特别糟糕的基金则很可能会遭遇大规模赎回.

另外,部分线性半参数回归的线性部分的回归结果与最小二乘回归的回归结果基本一致,都表现出基金前期业绩对资金流量影响随基金存续期的延长而不断减弱的特征。

本文认为基金业绩与资金流量关系中存在的“明星效应”和“垫底效应”有其合理性,因为认知是种稀缺资源(尤其对于基金投资者,他们选择投资基金的重要动机即是降低认知成本),这种资源在不同基金之间的分布是不均匀的,市场中表现突出(无论是正面还是负面)的基金更加容易吸引注意力,而媒体报道加剧了这种不均匀的特点,因此受到最多关注的基金其业绩对资金流量的影响也就会越大(对与表现超出市场的基金是正面影响,而对于变现落后于市场的基金则是负面影响)。

3 基于预期资金流量的风险偏好估计和检验

3.1 基金经理风险偏好的估计

基于前文对基金投资者与基金管理者之间委托代理关系的分析,假定基金管理者的目标是基金管理规模的最大化,因此基金经理在进行投资时,会考虑其投资决策对于未来基金资金流量的影响。由于基金业绩与资金流量关系的非线性特征,基金经理的风险选择会影响基金的预期资金流量,因此本文将不同风险选择下的预期资金流量之差作为衡量基金经理风险偏好的指标。具体的计算方法如下:假定某支基金在某一季度前两个月的超额收益为 $ret_{ex_{1,2}}$,则该基金的基金经理在当季度的最后一个月的风险偏好为

$$E\{ (1 + \gamma_k) [f(ret_{ex_{1,2}} + u) - f(ret_{ex_{1,2}} + v)] \} \quad (5)$$

其中 k 为该基金的年龄; u 服从均值为 0、方差为 σ_1 的正态分布; v 服从均值为 0、方差为 σ_2 的正态分布 $\sigma_1 > \sigma_2$ 。这里的 u 是 v 的保均展形(mean preserving spread),意味着更大的风险。假定基金经理在每季度最后一个月有两种策略可供选择,第 1 种策略可产生服从均值为 0 标准差为 σ_1 的超额收益率,第 2 种策略可产生服从均值为 0 标准差为 σ_2 的超额收益率 $\sigma_1 > \sigma_2$,即策略 1 的风

险高于策略 2。本文将 σ_2 取值为月超额收益率的样本标准差 0.03, σ_1 取值为月超额收益率样本标准差的 1.5 倍,即 0.045。由于在正态分布中,样本点落在均值左右 1 个标准差的概率约为 68%,而样本点落在均值左右 1.5 个标准差的概率约为 87%,因此以策略 2 的风险水平为基准情况,以策略 1 的风险水平为相对偏高(但并非异常)的情况。然后从两个分布中各随机抽取 1 000 个样本点,即 $\{u_i\}_{i=1}^{1000}$ 和 $\{v_i\}_{i=1}^{1000}$,然后,对于样本中每一组基金一季度的数据计算

$$\frac{1}{1000} \sum_i \{ (1 + \gamma_k) [f(ret_{ex_{1,2}} + u_i) - f(ret_{ex_{1,2}} + v_i)] \} \quad (6)$$

并将其作为衡量当季度最后一个月基金经理风险偏好程度的指标,这个值大于 0,就认为是风险偏好,小于 0,就认为是风险规避,等于 0,就认为是风险中性。

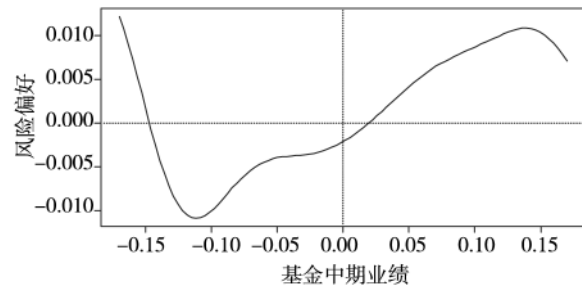


图 2 基于预期资金流量的风险偏好估计

Fig. 2 Risk preference estimation based on expected fund flow

图 2 中横轴为基金的中期业绩(即每季度前两个月基金的超额收益率水平),纵轴为基金经理承担风险的激励。从图中可以看出当基金中期超额收益率超过 2% 或低于 -15% 时,基金经理倾向于承担风险(即更愿意选择标准差为 0.045 的收益率分布),而当基金中期超额收益率处于 -15% 和 2% 之间时,基金经理倾向于规避风险(即更愿意选择标准差为 0.03 的收益率分布)。这与在图 1 中观察到的情形相一致,图 1 中具有凸性特征的部分在图 2 中表现为风险偏好,而图 1 中具有凹性特征的部分在图 2 中表现为风险规避。这说明如果基金管理者是以最大化基金管理规模为目标的人,其投资决策的风险偏好应符合图 2 所表现出来的特征。另外,在图 2 中观察到了一个有趣特征,在基金的中期业绩特别突出的情况下(超额收益率接近 15%),其风险偏好反而有所下

降,由此总结出,在基金管理者是以最大化基金管理规模为目标理性人条件下,其投资行为的风险偏好应该表现出4个特征:在中期业绩较好的情况下,基金经理应该倾向于承担较大风险以期成为“明星基金”;在中期业绩很差的情况下,基金经理应该倾向于承担较多风险以摆脱垫底的位置;在中期业绩处于中间的时候,基金经理随着中期业绩的改进风险偏好上升;在中期业绩已然非常突出的情况下,基金经理承担风险的意愿会略有下降。

本文的结果和之前的研究有很大差别^[9],之前的研究发现垫底的基金管理者会呈现出较强的风险厌恶,而本文发现垫底的基金管理者风险偏好的程度非常高,一个可能的解释是,我国基金市场发展时间不长,还不完善,基金经理具有较强的赌博心态,敢于孤注一掷。之前的研究发现领先的基金管理者会呈现出较强的风险偏好,这个结论和本文的一样,但是本文还发现中期表现极佳的基金管理者风险偏好程度会下降,一个可能的解释是,位于行业最前的从业人员尽管愿意冒险,但也知道其如此高的超额回报难以持续,因此减少了自己的风险暴露。之前的研究发现只有当收益大于约7%的时候,基金管理者的风险偏好才开始递增,而本文发现只要中期回报大于约-0.11,基金经理的风险偏好就开始上升。这似乎验证了前面的判断,我国

基金经理更敢于冒险和赌博。

3.2 基金经理风险偏好的实证检验

在上文,通过模拟计算得到了给定基金管理者是以最大化基金管理规模为目标时,投资行为的风险偏好表现出来的特征。在这一部分,将验证这一理论结果与现实是否一致。首先选择3个刻画风险变化的变量。第一个是风险变动,计算方法是样本基金在每季度最后一个月超额收益率的标准差与该季度前两个月超额收益率标准差之差。从CAPM模型可以得知,在市场中可以通过两种方式来承担风险,其一是通过承担更大的个体风险,即增加CAPM模型中残差项的波动,其二是通过更大程度的偏离市场,也就是使CAPM中的Beta值偏离1(如果基金收益率完全随市场波动,Beta值为1)。因此又得到了另外两个刻画风险变化的变量,一个是个体风险变动,计算方法为样本基金在每季度最后一个月CAPM模型残差标准差与该季度前两个月CAPM模型残差标准差之差。另一个是系统风险变动,计算方法为样本基金在每季度最后一个月CAPM模型中Beta值相对于1的偏离减去该季度前两个月CAPM模型中Beta值相对于1的偏离。选择的解释变量为前一节中模拟计算得到的风险偏好系数、当季度前两个月的风险水平、基金规模、基金规模与风险偏好系数的交叉项。

实证检验的结果见表4。

表4 估计的风险偏好和实际风险变动之间的关系

Table 4 Estimated risk preference and realized risk preference change

被解释变量	风险变动	个体风险变动	系统风险变动
风险偏好系数	0.154 2*** (0.020 3)	0.140 1*** (0.014 3)	2.178 7*** (0.702 5)
当季度前两个月风险水平	-0.429 4*** (0.022 5)	-0.581 9*** (0.018 7)	-0.338 8*** (0.017 8)
基金规模	-0.000 2*** (0.000 1)	-0.000 2*** (0.000 0)	-0.003 6* (0.002 0)
基金规模 × 风险偏好系数	0.021 3** (0.010 2)	0.009 5 (0.007 0)	0.879 5** (0.354 0)
常数项	0.002 8*** (0.000 2)	0.003 2*** (0.000 1)	0.056 6*** (0.004 8)
R ²	0.198	0.396	0.165
样本数	2 060	2 060	2 060

注: * 表示该系数的显著水平为10%, ** 表示显著水平为5%, *** 表示显著水平为1%。括号中为标准差。

从表4中的回归结果可以看出,模拟计算的风险偏好系数对于现实中基金收益率的风险变化具有很好的解释力,对于风险变动、个体风险变动、系统风险变动这3个不同的衡量风险变化的被解释变量,风险偏好系数的回归系数均在1%的显著水平上显著,这说明有承担更高风险的激励的基金经理,会通过更大程度的偏离市场和增加个体风险来提高风险承担水平。另外,从其它解释变量的回归系数可以看出,前两个月风险水平较低的基金风险变化的程度更大,而规模较大的基金风险变化幅度较小,但是规模较大的基金其风险偏好系数对实际风险变化的影响更大。表4的回归结果表明,实际的风险变化情况与在基金管理者是以最大化基金管理规模为目标的理性人条件下的理论分析结果较为吻合,支持了本文的理论分析。

4 结束语

本文通过部分线性半参数回归揭示了基金业绩与基金资金流量之间的非线性关系,实证结果发现的基金业绩对基金资金流量的具有正向影响的结论,另外,发现了我国公募基金市场中具有明显的“明星效应”和“垫底效应”,并且这一特征会对基金投资的风险偏好产生影响。根据得到的基金业绩与基金资金流量之间的非线性关系和模拟计算,估算出基金投资风险偏好的理论值,发现中国基金管理者的风险偏好具有某些独特之处。最

后通过实证检验发现该理论值与实际情况较为一致。

本文主要有3个方面的政策建议。

1) 应该引导公众关注公募基金的长期表现,而不是仅仅关注基金的短期业绩。当前公众尤其是媒体对于公募基金短期业绩的过度关注使得资金流向极度不平衡,而基金经理为了能够在短期吸引较多的资金流入,往往倾向于承担较多的风险,从而导致业绩的持续性差,损害了投资者的利益。

2) 政府应该发展私募基金市场,为投资者提供更多的投资产品。相较于公募基金,私募基金的客户更为集中,风险承受能力更强,因此私募基金的治理结构也更为灵活。政府应该鼓励私募基金市场的发展,在适当监管的同时放松对它的过多限制,为投资者提供更多的投资选择。

3) 政府应该加强投资者教育,拓宽公募基金的销售渠道。过去我国的公募基金销售主要依赖银行代销,没有其他渠道与之竞争,而销售渠道恰恰是投资者获取基金投资相关知识的重要途径,因此银行垄断间接影响了基金投资者投资理念的培育,其原因有二,首先,处于垄断地位的银行缺乏对投资者提供投资教育服务的激励;其次,银行更希望能够引导投资者,而非让投资者进行自主选择。因此,政府应该大力发展第三方销售渠道,以削弱银行的垄断地位,这有利于交易成本的降低和投资者基金选择能力的提升。

参考文献:

- [1] 陆蓉,陈百助,徐龙炳,等. 基金业绩与投资者的选择——中国开放式基金赎回异常现象的研究[J]. 经济研究, 2007, (5): 39-50.
Lu Rong, Chen Baizhu, Xu Longbing, et al. Fund performance and investors' choice: Analysis on the redemption puzzle of open-end fund market in China [J]. Economic Research Journal, 2007, (5): 39-50. (in Chinese)
- [2] 肖峻,石劲. 基金业绩与资金流量:我国基金市场存在“赎回异象”吗? [J]. 经济研究, 2011, (1): 112-125.
Xiao Jun, Shi Jin. Historical performance and fund flows: Does “redemption anomaly” exist in China's open-end fund market? [J]. Economic Research Journal, 2011, (1): 112-125. (in Chinese)
- [3] Patel J, Zeckhauser R, Hendricks D. The rationality struggle: Illustrations from financial markets [J]. American Economic Review, 1991, 81(2): 232-236.
- [4] Alex K, Santini D L, Alber J W. Lessons from the Growth History of Mutual Funds [R]. Unpublished Working Paper, 1991.
- [5] Rakowski D, Xiaoxin W. The dynamics of short-term mutual fund flows and returns: A time-series and cross-sectional inves-

- tigation [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33(11): 2102–2109.
- [6] Rakowski D. Fund flow volatility and performance [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, 45(1): 223–237.
- [7] Richard A I. Consumer reaction to measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry [J]. *Journal of Law and Economics*, 1992, 35(1): 45–70.
- [8] Neol C, Fitzsimons G J, Prince R A. A individual level analysis of the mutual fund investment decision [J]. *Journal of Financial Series Research*, 1996, 10(1): 59–82.
- [9] Judith C, Ellison G. Risk taking by mutual funds as a response to incentives [J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(6): 1167–1200.
- [10] Erik S, Tufano P. Costly search and mutual fund flows [J]. *Journal of Finance*, 1998, 53(5): 1589–1622.
- [11] Guercio D, Tkac P A. Star power: The effect of morningstar ratings on mutual fund flow [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2008, 43(4): 907–936.
- [12] 李 曜, 于进杰. 开放式基金赎回机制的外部效应[J]. *财经研究*, 2004, (12): 111–120.
Li Yao, Yu Jinjie. External effects of the redemption mechanism of open-end funds [J]. *The Study of Finance and Economics*, 2004, (12): 111–120. (in Chinese)
- [13] 汪慧建, 张 兵, 周安宁. 中国开放式基金赎回异象的实证研究[J]. *南方经济*, 2007, (8): 65–73.
Wang Huijian, Zhang Bing, Zhou Anning. An empirical analysis on the redemption puzzle of open-end funds in China [J]. *South China Journal of Economics*, 2007, (8): 65–73. (in Chinese)
- [14] 张建江, 周长鸣. 开放式基金赎回问题的再研究[J]. *工业技术经济*, 2009, (1): 154–157.
Zhang Jianjiang, Zhou Changming. Re-research on redemption of open-end fund [J]. *Industrial Technology & Economy*, 2009, (1): 154–157. (in Chinese)
- [15] Robinson P M. Root-N-consistent semiparametric regression [J]. *Econometrica*, 1988, 56(4): 931–954.

Star effect and bottom effect in flow-performance relationship: A principal-agent analysis

YANG Kun, CAO Hui, SONG Shuang-jie

The School of Economics of Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China

Abstract: Based on the 2005–2010 quarterly data, we estimate the nonlinear relationship of mutual fund flow-performance using partial linear semi-parametric estimation methods. We also derived the risk preferences of fund managers from the estimated relation curve and test its efficiency with the real data. This paper suggests no “redemption anomaly” but “star and bottom effects” in the PFR which is very different from early research^[1–2]. Meanwhile, our PFR curve is flat in the middle but much steeper at the two ends, which means that fund managers with relatively better interim performances should take more risk but others with not so good interim performance should be more risk-averse. This result has some interesting implications for the development of mutual fund industry.

Key words: PFR; risk preference; star effects; bottom effects; semi-parametric estimation