

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2021.05.007

基金的投资技能提高了基金绩效吗?^①

——基于 q -因子模型的实证分析

凌爱凡 杨炎君

(江西财经大学金融学院,南昌 330013)

摘要: 基金的投资技能是否提升了基金绩效是业界和学术界长期关注的问题。应用相对于无风险的超额收益率和对照基准的超额收益率,对2013年1月1日之前成立的437支开放式基金进行了择股和择时的绩效评估。使用2005-01~2017-12的日度数据,基于 q -因子模型的实证发现:1) q -因子模型对基金超额收益率具有很好的解释力;2) 相对于无风险的超额收益率方法会高估基金的绩效;3) 我国开放式基金具有非常弱的择股能力和相对较好的短期择时能力,但不存在长期的择时能力,短期的择时能力对基金的短期绩效有一定的提升;4) 我国基金偏好于盈利能力强或投资水平高的公司股票。

关键词: 基金绩效; q -因子模型; 投资技能; 对照基准

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)05-0110-17

0 引言

在激烈竞争的开放式基金市场中,基金经理为了吸引投资者,试图应用各种投资技能来提升基金的绩效。那么基金经理的投资技能真的提升了基金的绩效吗?如何检验基金的绩效是来自于基金的投资技能?关于这类问题,吸引了大量学者。一般而言,基金的投资技能主要体现在基金的择股能力和择时能力。基金择股能力表现在是否能够持续性地获得超额收益率,即资产定价模型中的 α 值^[1-3]。而择时能力表现在是否能够对各种风险因子的趋势进行有效对冲,以获得正收益,即资产定价模型中的各种 β 值^[4-8]。近年来研究基金择股和择时能力最常用的模型是Fama-French三因子模型^[9]和Fama-French-Carhart四因子(FFC-四因子)模型^[10]的 α 值和 β 值^[11-14]。

许多学者使用Fama-French三因子模型和FFC-四因子模型,对我国开放式基金的择股和择时能力进行了研究,存在两种不同的观点,第一种观点认为,我国开放式基金存在一定程度的择

股和择时能力^[15-18],第二种观点认为,我国基金经理虽然在择股和择时方面付出了许多努力,但是并没有显著提升基金绩效,在择股和择时两方面均表现较弱^[19-23]。关于基金与资产定价方面还可参阅最新文献[24-27]。

基金绩效是金融经济学领域长期争论的问题,本文将从两个新的角度来研究我国开放式基金的绩效。

第一,不使用Fama-French三因子模型和FFC-四因子模型,而是应用近期文献中提出的 q -因子定价模型^[28,29],主要基于以下实证依据:我国基金具有显著的波动率异象,即高波动率的基金,反而具有低的预期收益率特征。实证发现,FFC-四因子无法解释这一异象,相比之下 q -因子模型对基金的波动率异象具有较好的解释能力。

第二,不是直接使用基金关于无风险资产的超额收益来检验 q -因子模型的 α 值和 β 值,而是引入对照基准的概念,通过检验基金相对于对照基准超额收益率的 q -因子模型。在具有不同

① 收稿日期:2018-08-06;修订日期:2019-08-02。

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71771107;72071098);国家社会科学基金资助重大项目(21ZDA045)。

作者简介:凌爱凡(1977—),男,江西新建人,教授,博士生导师。Email: aifling@163.com

投资风格的开放式基金中,对照基准即为其招募书中自我报告(self-report)的基金。传统文献中以基金对无风险资产的超额收益率进行基金的绩效评估,在很多情况下是不准确的,而应该以对照基准作为参照,利用相对于对照基准的超额收益率来评估基金的择股能力和择时能力^[30]。

以 q -因子模型为主线,从上述两个新角度重新研究我国开放式基金的绩效,试图回答如下问题:我国开放式基金在选股时,是否偏向于投资程度低的公司或盈利能力强的公司?基于 q -因子模型检验基金绩效时,与传统FFC-四因子模型的评估结果是否存在差异?如何利用 q -因子模型评估开放式基金的择时技能?概括地讲,以我国2013年以前成立的437支开放式基金为样本,利用 q -因子定价模型,试图挖掘基金超额收益率与市场因子(KMT)、规模因子(SMB)、盈利因子(RMW)和投资因子(CMA)之间的关系。在引入基金招募书中以自我报告的基金作为对照基准后,过滤掉对照基准相对于市场指数的 α 值,比较相对于无风险超额收益率和对照基准超额收益率两种方法绩效评估的差异,以期更准确地判断基金的绩效。为了检验基金的择时能力,构建了长期择时指标和短期择时指标,建立了择时指标与预期收益的实证关系。实证结果能够概括如下。

首先,无论使用相对于无风险的超额收益率,还是使用相对于对照基准的超额收益率数据进行回归, q -因子模型的截距项 α 值大部分不显著,而FFC-四因子模型的截距项 α 值大部分显著不为零,这表明 q -因子模型相对于FFC-四因子模型而言,对基金的超额收益率具有更好的解释力。

其次,基于 q -因子模型的实证结果显示,我国开放式基金具有较低绩效,没有表现出很好的择股能力,而且这个评估结果与是否过滤掉对照基准的 α 值不敏感,这与使用FFC-四因子模型的结果不一致,FFC-四因子对是否过滤掉对照基准的 α 值,对基金绩效具有较大的差异。

再次,是否过滤掉对照基准的 β 值,对判断基金的择时行为具有重要的影响,特别当没有过滤掉对照基准的 β 值时,往往会高估基金择时行为。本文进一步通过构建长期择时因子、短期择时因

子和总择时因子发现,我国开放式基金存在显著的短期择时能力,但没有显示出长期择时和总择时能力。这表明我国开放式基金在存在短期频繁操作行为,倾向于市场趋势投资。这些结果与文献中认为我国开放式基金不存在择时,或择股、择时不能同时显现不同。

最后,我国开放式基金超额收益率与基金持仓股票所在公司的盈利能力和投资方式显著相关,具体表现为,基金持仓股票所在公司的盈利能力,对基金超额收益率有显著正向影响,即基金超额收益率与所持股票所在公司的盈利因子呈正相关关系;另一方面,基金持仓股票所在公司的投资水平,对基金超额收益率呈正向影响,即基金超额收益率与投资因子呈负相关关系。

值得一提的是,文献[31]以FFC-四因子模型对我国开放式基金绩效做了类似的研究,本文与其研究有以下不同,首先,使用的是 q -因子模型,而文献[31]使用的是FFC-四因子模型,正如下面的实证结果所示,FFC-四因子模型不能解释基金的波动率异象;其次,本文除了研究基金的择股能力,还研究了基金的择时能力,而文献[31]仅研究了基金的择时能力;最后,选取了比文献[31]多10倍多的样本,而且选取了不同投资风格进行对照,文献[31]仅仅考虑沪深300作为对照基准。

1 基金的波动率异象

在股票市场,高波动率股票反而具有低的平均收益率,在文献中称为波动率异象^[32-35]。本节将检验我国开放式基金市场的波动率异象,并进一步表明,传统的FFC-四因子模型不能解释基金的波动率异象,但是 q -因子模型却能很好地解释基金的波动率异象,这为提出基于 q -因子模型来研究基金绩效提供很好的实证支撑。在本节最后,给出了简单的模型,以描述盈利因子和投资因子对基金绩效的影响。

1.1 样本选取

为考察基金的长期表现和基金经理的主动管理能力,选取2013年1月1日之前成立的437支

开放式股票型与偏股型积极基金作为研究样本，样本期为 2005 - 01 ~ 2017 - 12，这段时期为我国大陆开放式基金发展最快时期。用于构建定价因子的股票数据，选取了非 ST 类与非金融类的全部 A 股，并剔除了市净率为负数以及 IPO 当月的股票收益数据。股票的月度市净率、基金的日度累计单位净值、股票、股指和 3 个月定期存款利率等数据来自于 Wind 数据库和锐思数据库。

1.2 波动率异象

为了检验基金的波动率与平均收益率的关系，从 2006 年 1 月开始，在每个月，计算基金过去 1 年的平均年波动率，然后根据波动率高低排序，由低到高将基金平均分成 5 组：1、2、3、4 和 5，1 组最低，5 组最高。对每组基金，按照等权重方式构建投资组合，计算每个投资组合在下一个月的平均收益

率。表 1 给出了基金的平均年波动率 (σ) 与预期年超额收益率 (μ) 的关系，并报告了基金相对于无风险超额收益率下的 FFC - 四因子和 q - 因子的 α 值。

观察表 1 发现，首先，在按波动率区分的 5 个组中，我国大陆开放式基金在样本期内的年平均波动率由 15.67% 增加到 27.82%，低波动率组与高波动率组的波动率相差 12.15 个百分点。其次，波动率的差异对基金的预期年收益率具有显著影响。在低波动率的 1 组，基金的预期年收益率为 5.3%，随着波动率的增加，在高波动率的 5 组，基金的预期收益率减少到 3.1%。通过买入低波动率组合基金和卖空高波动率组合基金（即 1 - 5），可以获得 2.1% 的年化超额收益率， t - 统计量为 6.547。

表 1 基金的波动率异象

Table 1 Volatility anomalies of funds

参数	波动率等级(由低到高)					
	1	2	3	4	5	1 - 5
σ	0.1567	0.1654	0.1989	0.2344	0.2782	-0.1215
μ	0.053*** (4.630)	0.047*** (3.780)	0.042*** (5.103)	0.036*** (4.093)	0.031*** (7.970)	0.021*** (6.547)
α_{FFC} (%)	0.002** (2.470)	-0.002** (-2.042)	-0.036** (-1.998)	-0.072** (-2.478)	-0.113*** (-3.345)	0.116*** (2.793)
α_q (%)	-0.0012 (-0.736)	-0.0064 (0.627)	-0.0105 (0.048)	-0.0210 (-0.164)	-0.0416 (-1.206)	0.0404 (0.948)

注：括号内为 t 统计量，“*”，“**”，“***”分别表示 10%，5% 和 1% 的置信水平。

再次，论文检验了 FFC - 四因子模型对基金波动率异象的解释情况，如表 1 给出了 FFC - 四因子模型的 α 系数（见表 1 中的 α_{FFC} ）。一方面， α_{FFC} 随着波动率增加，呈单调递减趋势，这与基金的预期收益率变化一致；另一方面，FFC - 四因子对波动率异象的解释力非常弱，如在 1 组 $\alpha_{FFC} = 0.002\%$ ，对应的 t 统计量为 2.470，在 5 组和 1 - 5 组，对应的 FFC - 四因子 α 分别为 -0.113% 和 0.116%， t 统计量分别为 -3.345 和 2.793。这些结果表明 FFC - 四因子模型无论是经济意义上还是统计意义上，都不能很好地解释基金的波动率异象。

最后，检验了 q - 因子对波动率异象的解释能力，如表 1 中的 q - 因子 α 值（见表 1 的 α_q ）。通过比较表 1 中 α_q 和 α_{FFC} 可以发现，每组中的 α_q 均比 α_{FFC} 小很多，且均不显著。这些结果表明，从

经济意义和统计意义上， q - 因子模型对基金波动率异象具有较好的解释能力。这些结果与文献 [36] 认为的公司特征可以解释波动率异象的发生是一致的，为 q - 因子模型评估基金绩效提供了实证支撑。

1.3 简单的模型

考虑由 N 个风险资产构成的投资组合（基金），设 $m_{i,t}$ 为风险资产 i 在 t 时刻的市场价格（ $i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots$ ）。由股价为未来股息的贴现有

$$m_{i,t} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{E[d_{i,t+k}]}{(1+r_i)^k} \tag{1}$$

式中 $E[d_{i,t+k}]$ 为股票 i 的预期股息； r_i 为股票 i 的长期平均预期收益率。方程 (1) 表明，具有相同预期股息的两个股票，更低价格的股票，反而具有更高的长期预期收益率。如果股票价格是理性

的,那么更低股价的预期股息,具有更高的风险.将公司的预期盈利和预期投资结合到股价式(1),文献[37]给出了方程(1)如下的变形

$$M_{i,t} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{E[Y_{i,t+k} - \Delta B_{i,t+k}]}{(1+r_i)^k} \quad (2)$$

式中 $M_{i,t}$ 为股票 i 在 t 时刻的总市值; $Y_{i,t+k}$ 为股票 i 在 $t+k$ 时刻的盈利; $\Delta B_{i,t+k} = B_{i,t+k} - B_{i,t+k-1}$ 为股票 i 在期间 $[t+k-1, t+k]$ 的账面值变化,可以度量公司的投资水平变化.

对于股票的预期收益率,方程(2)具有如下含义:首先,当盈利 $Y_{i,t+k}$ 和账面值变化 $\Delta B_{i,t+k}$ 固定,那么股票市值 $M_{i,t}$ 和长期收益率 r_i 呈反向关系,这与方程(1)的含义是一致的;其次,当股票价值 $M_{i,t}$ 和账面值变化 $\Delta B_{i,t+k}$ 固定,股票的预期盈利 $E[Y_{i,t+k}]$ 与预期收益率 r_i 呈正相关关系,即预期盈利越高的股票,具有更高的长期预期收益率;最后,当股票价值 $M_{i,t}$ 和预期盈利 $E[Y_{i,t+k}]$ 固定,账面预期增长值 $E[\Delta B_{i,t+k}]$,也即投资与长期预期收益率 r_i 呈反向关系,即是说,投资越高,长期预期收益率越低.

上述股票的预期收益率与公司盈利和投资的关系可以直接应用到基金中.设基金的长期平均预期收益率为 R ,那么有

$$R = \text{average}_i \left(\sum_{i=1}^N w_{i,t} r_i \right) \quad (3)$$

式中 $w_{i,t}$ 为投资组合在 t 时刻投资于第 i 个风险资产的权重.由于开放式公募基金一般不允许卖空,即,对于所有风险资产及所有投资周期 t ,有 $w_{i,t} \geq 0$.因此基金的预期收益率与其所持股票的预期收益率呈正相关关系,股票预期收益率与公司的预期盈利和预期投资的关系,将直接影响持有该股票的基金的预期收益率.那么结合方程(3)和方程(2)的经济含义,将能获得基金预期收益率两方面的含义:首先,在其他变量不变的情形下,基金持有预期盈利高的公司股票,将能够获得高的预期收益率;其次,在其他变量不变的情形下,基金持有预期投资高的公司股票,将能获得低预期收益率.

本节从实证和理论两个方面给出了使用 q -因子模型对基金绩效评估的意义,为后面的研究提供了较好的理论与实证支撑.

2 研究方法

本节将正式引入文献[28]提出的 q -因子模型,并提出了相对于对照基准超额收益率下的修正 q^N -因子模型,并分别使用 q -因子模型和 q^N -因子模型检验基金的择股技能和择时技能.

2.1 q -因子模型

在文献[28]中,作者发现除了 Fama-French 三因子和动量因子外,公司的投资水平和盈利能力(即前文中的投资因子 CMA 和盈利因子 RMW)对公司股票的回报影响明显,而且,投资因子与账面市值比因子存在较为显著的正相关性.在 Fama-French 三因子中加入投资因子与盈利因子后,账面市值比因子和动量因子失去解释力,这些结果与文献[38]的结果一致.而且, Fama-French 三因子不能很好地解释公司盈利能力.根据这些发现,文献[28]利用市场风险因子 MKT、规模因子 SMB、投资因子 CMA 和盈利因子 RMW 构造了如下新的四因子模型,文献中也称为 q -因子模型

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_{i,1} MKT_t + \beta_{i,2} SMB_t + \beta_{i,3} CMA_t + \beta_{i,4} RMW_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中 i 表示公司; t 表示第 t 期; $R_{i,t} - r_{f,t}$ 和 MKT_t 分别为公司 i 和市场组合相对于无风险资产的超额收益率, $MKT_t = R_{m,t} - r_{f,t}$; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项. q -因子模型的 H_0 假设为 $\alpha_i = 0$.为了简单,在不引起混淆的情况下,有时省略角标 t .

2.2 基金择股能力的检验

利用方程(4)对每支基金 i 进行时间序列回归,可以获得方程(4)中不同基金的系数估计值

$$\hat{R}_{i,t} - r_{f,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{i,1} MKT_t + \hat{\beta}_{i,2} SMB_t + \hat{\beta}_{i,3} CMA_t + \hat{\beta}_{i,4} RMW_t \quad (5)$$

由于开放式基金在公开发发行时,一般会在其招募说明书中给出个基准,称之为基金的对照基准.一般而言,基金的实际收益与对照基准的收益存在差异,基金的实际收益也称为基金内在业绩所诱导的隐含收益.在 q -因子模型能够完全地解释基金的超额收益率假设下,即 $\hat{\alpha}_i$ 显著为零或者没有观察到显著非零的 $\hat{\alpha}_i$ 的假设下,基金的隐含收益可按如下方程估计

$$\hat{R}_{it}^{implicit} = \hat{\beta}_{i,1} MKT_t + \hat{\beta}_{i,2} SMB_t + \hat{\beta}_{i,3} CMA_t + \hat{\beta}_{i,4} RMW_t \quad (6)$$

假设存在某个基准, 它的收益与 $\hat{R}_{it}^{implicit}$ 相同, 称该基准为由基金 i 诱导的隐含基准. 一般地, 对照基准与隐含基准的收益率是不同的, 对照基准是基金招募说明书中的自我报告的基准, 也可以理解为基金的目标基准, 而隐含基准是与基金实际收益率相同的虚构基准. 注意到, 在估计方程(5)中, 如果常数系数值 $\hat{\alpha}_i$ 不等于零, 那么根据隐含基准的定义可知, $\hat{\alpha}_i$ 为基金的平均超额收益率 $\overline{\hat{R}_{it} - r_{ft}}$ 与隐含基准的平均收益率 $\overline{\hat{R}_{it}^{implicit}}$ 之差, 即

$$\hat{\alpha}_i = \overline{\hat{R}_{it} - r_{ft}} - \overline{\hat{R}_{it}^{implicit}} \quad (7)$$

把 $\hat{\alpha}_i$ 的大小及其显著性, 作为判断基金 i 是否具有良好选股能力的依据. 事实上, 人们对基金绩效的评估往往是比较对照基准绩效进行判断. 文献[30]认为, 在评估基金绩效时, 应该考虑对照基准的 α 值对基金的影响, 以免高估或低估基金的绩效. 为了过滤掉对照基准的 α 值, 假设对照基准的超额收益率为 $R_b - r_f$, 那么将 R_b 应用到 q -因子模型中, 得到对照基准的定价方程(省去了时间 t)

$$R_b - r_f = \alpha_b + \beta_{b1} MKT + \beta_{b2} SMB + \beta_{b3} CMA + \beta_{b4} RMW + \varepsilon_b \quad (8)$$

当 α_b 不为零时, 那么用式(4)对基金 i 进行估计得到的 $\hat{\alpha}_i$ 与相应的 β 将不能很好用于评估基金 i 的绩效, 或者说此时给出的对基金 i 的绩效评估存在一定程度上的偏误, 而这种偏误的大小, 取决于对照基准的 α_b 值和各因子系数值的大小.

为了消除对照基准非零 α_b 值的干扰, 并不直接用式(4)估计, 而是将式(8)结合到式(4)中, 得到如下改进的 q^N -因子模型(省去了时间 t)

$$R_i - R_b = \alpha_i^* + \beta_{i1}^* MKT + \beta_{i2}^* SMB + \beta_{i3}^* CWA + RMW + \varepsilon_i^* \quad (9)$$

由式(4)和式(8)可知, 改进的 q^N -因子模型具有如下完整表示式

$$R_i - R_b = (\alpha_i - \alpha_b) + (\beta_{i1} - \beta_{b1}) MKT + (\beta_{i2} - \beta_{b2}) SMB + (\beta_{i3} - \beta_{b3}) CMA + (\beta_{i4} - \beta_{b4}) RMW + (\varepsilon_i - \varepsilon_b) \quad (10)$$

称 $R_i - R_b$ 为基金 i 相对于其对照基准的超额收益

率. 结合式(9)与式(10)可得

$$\alpha_i^* = \alpha_i - \alpha_b \text{ 或者 } \alpha_i = \alpha_i^* + \alpha_b \quad (11)$$

$$\beta_{ij}^* = \beta_{ij} - \beta_{bj} \text{ 或者 } \beta_{ij} = \beta_{ij}^* + \beta_{bj}, \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad (12)$$

在改进后的 q^N -因子模型(9)中, 常数项 α_i^* 剔除了包含对照基准 α_b 的影响, 能更真实地评估基金经理是否具有选股能力. 类似地, 改进的 q^N -因子模型中各 β 系数值减去了对照基准的 β 值后, 也能够更好地体现基金 i 独立于对照基准, 不受各个系统性风险因子的影响.

如果基金 i 仅仅是完全复制对照基准, 那么必定有 $\alpha_i^* = 0$. 因此假设, 如果 $\alpha_i^* > 0$, 表明基金 i 具有较好的选股能力, 即基金依靠其技能进行选股投资, 且基金 i 通过承担系统性风险因子以外的其他风险因子而获得收益. 反之, 如果 $\alpha_i^* \leq 0$, 表明基金不能依靠其技能选股投资获得超额收益.

2.3 基金择时能力的检验

为了度量基金经理是否使用择时技术进行基金投资, 下面使用改进的 q^N -因子模型来构建基金经理的总择时因子 (total timing factor, TTF). 在每个月, 使用当月的日度数据对改进的 q^N -因子模型(9)回归, 获得相应的 β 系数估计值 $\hat{\beta}_{i1}^*$, $\hat{\beta}_{i2}^*$, $\hat{\beta}_{i3}^*$ 和 $\hat{\beta}_{i4}^*$, 那么, 可以构建总择时因子 TTF 估计值如下

$$TTF_i = \hat{\beta}_{i1}^* \overline{MKT} + \hat{\beta}_{i2}^* \overline{SMB} + \hat{\beta}_{i3}^* \overline{CWA} + \hat{\beta}_{i4}^* \overline{RMW} \quad (13)$$

式中 \overline{MKT} 、 \overline{SMB} 、 \overline{CWA} 和 \overline{RMW} 分别是 4 个因子在当月内的日度数据平均值. 由每个月估计值 TTF_i , 可以获得具有月度频率的 TTF_i 序列. 因此, 第 i 个基金在某个月的总择时因子 TTF_i 为各个因子当月的月度收益均值与相应系数值乘积的总和.

若 $TTF_i > 0$, 表明该基金具有较好的总择时能力, 或者说该基金应用了择时技术进行投资.

为了说明总择时因子 $TTF_i > 0$ 是如何度量基金的择时能力, 假设某基金经理预测接下来一个月的证券市场表现将优于对照基准的收益, 并从这个预测中获利, 那么他将通过投资来提高市场风险因子的系数 $\hat{\beta}_{i1}^*$, 使得 $\hat{\beta}_{i1}^* > 0$. 若他的预测正确, 即 $\overline{MKT} > 0$, 那么基金经理的投资将导致

$\hat{\beta}_{i1}^* \overline{MKT} > 0$. 类似的预测应用于因子 \overline{SMB} 、 \overline{CWA} 和 \overline{RMW} , 使得 $\hat{\beta}_{i2}^* \overline{SMB} > 0$, $\hat{\beta}_{i3}^* \overline{CWA} > 0$, 或 $\hat{\beta}_{i4}^* \overline{RMW} > 0$. 在同一个基金中, 保证 4 个乘积同时为正是难的, 为了能够度量基金的总体择时技术, 本文仅考虑总择时因子的正负, 而忽略具体哪个因子预测准确性.

基金经理进行投资时, 有时会倾向于长期投资, 选择市场中长期表现较好的投资组合, 同时利用短期预测来调整投资组合相对于风险因子的暴露程度. 为了度量这样的情形, 将总择时因子分解为短期择时因子 (dynamic timing factor, DTF) 与长期择时因子 (static timing factor, STF), 那么, 式 (13) 可进行如下分解

$$\begin{aligned} \widehat{TTF}_i &= \widehat{DTF}_i + \widehat{STF}_i, \\ \widehat{DTF}_i &= (\hat{\beta}_{i1}^* - \bar{\beta}_{i1}^*) \overline{MKT} + (\hat{\beta}_{i2}^* - \bar{\beta}_{i2}^*) \overline{SMB} + \\ &\quad (\hat{\beta}_{i3}^* - \bar{\beta}_{i3}^*) \overline{CWA} + (\hat{\beta}_{i4}^* - \bar{\beta}_{i4}^*) \overline{RMW}, \\ \widehat{STF}_i &= \bar{\beta}_{i1}^* \overline{MKT} + \bar{\beta}_{i2}^* \overline{SMB} + \bar{\beta}_{i3}^* \overline{CWA} + \\ &\quad \bar{\beta}_{i4}^* \overline{RMW} \end{aligned} \quad (14)$$

式中 $\bar{\beta}_{i1}^*$, $\bar{\beta}_{i2}^*$, $\bar{\beta}_{i3}^*$ 和 $\bar{\beta}_{i4}^*$ 分别为 4 个因子的长期回归系数, 这些系数由全样本数据按式 (9) 回归得到. 根据短期因子 DTF 的定义可知, 其为当月 (短期) 风险暴露的日度均值对长期日度平均风险暴露的偏离程度与当月因子日度平均收益的乘积加总. 其中各因子乘积产生的偏离反映了基金经理在短期内受经济与市场环境对某一特定因子类型投资权重的增加或减少所作的决定. 例如某基金经理认为当前的市场环境会使得小市值股票表现优于大市值股票从而增加对小市值股票的投资权重, 使其超过长期投资的平均水平, 即 $\hat{\beta}_{i2}^* - \bar{\beta}_{i2}^* > 0$. 若其预测正确, 则他将获得相应的收益, 即 $(\hat{\beta}_{i2}^* - \bar{\beta}_{i2}^*) \overline{SMB} > 0$. 长期择时因子 STF 定义为各因子的长期日度平均风险暴露与当月风险因子的日度平均收益的乘积加总, 它度量了基金对各因子类型的长期投资偏离倾向对收益的总体影响. 如某基金经理较为稳定地投资于具有较好盈利能力的股票, 即 $\overline{RMW} > 0$ 且使得 $\bar{\beta}_{i4}^* > 0$, 那么长期择时判断正确而获利, 则有 $\bar{\beta}_{i4}^* \overline{RMW} > 0$.

因此, 在使用基于改进的 q^N -因子模型进行

择时能力判断时, 其依据是, 若基金组合得到显著为正的 $\hat{\beta}_{ij}^*$ 、 $(\hat{\beta}_{ij}^* - \bar{\beta}_{ij}^*)$ 和 $\bar{\beta}_{ij}^*$ (其中 $j = 1, 2, 3, 4$), 则认为该基金能正确地对第 j 个因子的总体、短期和长期择时因子作出了较好的预测. 基金经理对模型中的 4 个因子的预测结果所带来的综合效果, 作为基金经理择时能力判断的依据. 同时, 若 TTF 、 DTF 和 STF 为正, 则认为基金经理分别具有总体、短期和长期择时能力, 反之, 则认为基金经理不具有相应的择时能力.

3 对照基准与基金组合

3.1 对照基准分类

正如前文所述, 开放式基金在其公开发行时, 往往会在基金招募书中公布对照基准, 人们对基金及基金经理业绩的评估一般也是以对照基准为依据. 基金经理对基金的管理行为也是以对照基准作为参考. 一般而言, 具有相同投资风格的基金, 他们的对照基准往往具有许多类似的特征和收益率. 因此, 以基金的投资风格作为依据来选取对照基准, 以避免对每个基金使用不同的对照基准的繁琐. 使用 Wind 数据库提供的投资风格分类, 将中盘型基金与小盘型基金合并为中小盘型基金, 最终将基金分为大盘成长型、大盘平衡型、大盘价值型、中小盘成长型、中小盘平衡型、中小盘价值型 6 组. 表 2 给出了基金投资风格的划分和对应的对照基准.

表 2 基金投资风格与对照基准

Table 2 Fund investment style and contrast benchmark

基金投资风格	对照基准 I			对照基准 II		
	成长型	平衡型	价值型	成长型	平衡型	价值型
大盘	300 成长	沪深 300	300 价值	大盘 成长	巨潮 100	大盘 价值
中小盘	中盘 成长	中证 700	中盘 价值	—	中小盘	—

对于每种投资风格基金, 考虑了两种对照基准, 分别为对照基准 I 和对照基准 II. 实证分析中, 主要使用对照基准 I 进行分析, 对照基准 II 将被使用来进行稳健性检验.

3.2 基金组合的超额收益

根据 Wind 提供的投资风格分类将基金分为大盘和中小盘两组, 并分别与成长型、平衡型、价

值型进行交叉,得到11组不同风格的基金分组,包括总样本组共为12组基金。将每个分组中的基金作为风险资产进行等权重投资,构建投资基金,然后计算该投资基金相对于其风格的对照基准超额收益率,用该投资基金作为同类型风格基金收益的代表,统计结果见表3。

表3 月度累计超额收益率(%)

Table 3 Monthly accumulative excess returns (%)

基金投资风格与类型	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
总样本	-0.030 2	-10.614 9	-0.382 1	20.085 0	0.047 0
大盘型	0.118 1	-16.371 9	0.099 9	18.767 3	0.049 5
中小盘型	-0.216 3	-12.555 6	-0.492 0	21.666 1	0.053 0
成长型	0.455 4	-7.359 6	0.363 2	8.667 6	0.047 9
平衡型	-0.030 2	-10.614 9	-0.382 1	20.085 0	0.048 6
价值型	-0.041 6	-14.644 9	-0.018 5	16.640 6	0.049 4
大盘成长	-0.030 2	-10.614 9	-0.382 1	20.085 0	0.056 7
大盘平衡	0.455 4	-7.359 6	0.363 2	8.667 6	0.048 1
大盘价值	-0.030 2	-10.614 9	-0.382 1	20.085 0	0.049 3
中小盘成长	0.455 4	-7.359 6	0.363 2	8.667 6	0.051 0
中小盘平衡	-0.030 2	-10.614 9	-0.382 1	20.085 0	0.057 8
中小盘价值	0.596 7	-21.833 2	0.303 7	15.857 6	0.051 2

由表3的统计结果可知,有7组投资基金组合的月度累计超额收益率(相对于同风格的对照基准)为负数,且总样本的月累计超额收益率均

值为-0.030 2%,说明投资基金在平均水平上的表现稍差于相应的对照基准。另外,基于投资风格构建的投资基金相对于无风险收益率的月度累计超额收益率均为正数,且明显要优于相对于对照基准的月度累计超额收益。这些简单的统计结果表明,使用无风险收益率来计算绩效时,往往会高估基金的超额收益率,因此需要过滤对照基准的 α 值和风险因子的 β 值。

4 实证结果

4.1 基金择股能力

将基于 q -因子模型检验基金的 α 值,以反映基金的选股能力。在实证中,分别采用相对于无风险收益率的 q -因子模型(4)和相对于对照基准收益率调整的 q^N -因子模型(9)。表4是考虑对照基准的 q -因子模型的回归结果。

由表4的结果发现,在6个对照基准中,有3个对照基准(分别是300成长、沪深300和300价值)的 α 值显著不为零,其他3个对照基准的 α 值弱为正,但不显著。根据前面的分析,如果对照基准 α 不为零,将对基金绩效评估产生误导,因此需要消除对照基准 α 值的影响,以使实证结果能够真实地反映基金的选股能力。

表4 对照基准的 q -因子模型回归结果Table 4 Regression results of q -factor model for contrast benchmark

对照基准	$\hat{\alpha}_b$ (%)	MKT	SMB	CMA	RMW
300 成长	-0.023 *** (-2.943)	1.295 *** (237.284)	-0.142 *** (-12.87)	0.157 *** (8.13)	0.162 *** (13.20)
沪深 300	-0.029 *** (-5.164)	1.274 *** (329.60)	-0.077 *** (-9.87)	0.161 *** (11.77)	-0.006 (-0.65)
300 价值	-0.034 *** (-3.120)	1.267 *** (170.72)	-0.340 ** (-22.74)	0.295 *** (11.25)	0.035 ** (2.07)
中盘成长	0.010 (0.905)	1.279 *** (161.26)	0.583 *** (36.43)	0.097 *** (3.45)	-0.047 *** (-2.61)
中证 700	0.008 (0.867)	1.282 *** (201.24)	0.624 *** (48.59)	0.154 *** (6.84)	-0.216 *** (-15.07)
中盘价值	0.005 (0.452)	1.328 *** (170.80)	0.474 *** (30.24)	0.214 *** (7.77)	-0.237 *** (-13.51)

注:表中括号内为 t 统计量,“*”,“**”,“***”分别表示10%、5%和1%的置信水平。

为了找到相对于无风险收益的超额收益率与相对于对照基准的超额收益回归之间的差异,下面分别对两种超额收益率情形进行回归检验,回归结果见表5。由表5 A组的结果发现,仅价值型基金具有显著的 α 值,如大盘-价值型基金的 α 值为每

月-0.013 6% 相应的 t 统计量为-2.034,在5%的置信水平下显著;中小盘-价值型基金的 α 值为每月0.035 1% 相应的 t -统计量为2.088,在5%的置信水平下显著。总体样本而言,价值型基金在10%的置信水平下有显著为负的 α 值。根据 α 值

对基金择股能力的判断可知,只有中小盘-价值型基金具有一定的择股能力,能获得年化约 0.421 2% 的超额收益率。而其他类型的基金,要么不能获得显著的 α 值,如成长型基金和平衡型基金,要么获得显著为负的 α 值,如大盘-价值型基金,表明这些基金的择股技巧没有提高基金绩效。

表 5 基金 q -因子模型的 α 值 (%)

Table 5 The α of q -factor model for funds (%)

投资风格 基金	基金类型			总样本
	成长型	平衡型	价值型	
A 组: 相对于无风险收益的超额收益率				
大盘型	-0.000 5 (-0.056)	-0.007 0 (-0.969)	-0.013 6** (-2.034)	-0.006 6 (-0.941)
中小盘型	-0.008 3 (-0.895)	-0.008 5 (-1.038)	0.035 1** (2.088)	-0.008 0 (-0.919)
总样本	-0.005 8 (-0.655)	-0.007 6 (-1.024)	-0.012 3* (-1.840)	-0.007 3 (-0.955)
B 组: 相对于对照基准收益的超额收益率				
大盘型	0.011 3 (1.073)	0.010 0 (1.424)	-0.001 1 (-0.089)	0.007 8 (0.929)
中小盘型	-0.012 9 (-1.090)	-0.012 2 (-1.281)	0.036 4* (1.737)	-0.011 9 (-1.152)
总样本	-0.004 2 (-0.513)	0.001 6 (0.267)	0.000 5 (0.039)	-0.001 0 (-0.163)

注: 表中括号内为 t 统计量 “*”, “**”, “***” 分别表示 10%, 5% 和 1% 的置信水平。

当考虑相对于对照基准的超额收益率回归时,基金的 q^N -因子模型的 α 值与对照基准本身

的 α 值是否为零密切相关。表 5 B 组给出了回归结果。首先,相对于对照基准的超额收益率,虽然也是中小盘-价值型基金具有显著为正的 α 值,但是显著性明显下降,只在 10% 的置信水平下显著。这表明相对于无风险超额收益率的实证结果,中小盘-价值型基金具有较好的择股能力,但相对于对照基准超额收益率回归,这种择股能力是很弱的。其次,在大部分情形下,两种超额收益率下的 q -因子模型回归结果均没有显著的非零 α 值,特别是 q^N -因子模型中,显著的非零 α 值更少,表明 q -因子模型对基金收益具有非常好的解释作用,同时表明,我国开放式基金的择股能力较弱。

作为比较,表 6 给出了 FFC-四因子 + CMA 或 RMA 因子回归的 α 值。由表 6 可知,直接在 FFC-四因子模型的基础上,增加 CMA 或 RMA 中的一个或两个因子,对 FFC-四因子模型的性能提升非常有限。由表 6 中 A 组的 FFC 模型中的结果可知,12 个组合中,有 11 个基金组合的 α 值显著不为零;当增加投资因子 CMA 时,也有 9 个基金组合的 α 值显著不为零,如 B 组所示;当增加盈利因子 RMW 时,有 8 个基金组合的 α 值显著不为零,如 C 组所示;而当投资因子和盈利因子同时增加到 FFC-四因子模型中时,仍然有 9 个基金组合的 α 值显著不为零,如 D 组所示。这些结果显然不如表 5 中 q -因子模型对基金绩效的解释能力。这是本文使用 q -因子模型评估基金绩效的重要原因。

表 6 FFC + 因子模型的 α 值比较(相对于对照基准的超额收益率)

Table 6 Comparisons of α for FFC + pricing models (the excess return to contrast benchmark)

基金 投资 风格	基金类型			总样本	基金类型			总样本	
	成长型	平衡型	价值型		成长型	平衡型	价值型		
A 组: FFC α					B 组: FFC + CMA α				
大盘型	-0.028 *** (-2.607)	-0.038 *** (-5.510)	-0.088 *** (-7.761)	-0.046 *** (-6.000)	-0.023 *** (-2.209 6)	-0.043 *** (-5.596 9)	-0.092 *** (-7.671 7)	-0.051 *** (-5.899 5)	
中小盘型	-0.011 (-0.894)	-0.036 *** (-3.665)	-0.043 * (-1.899)	-0.021 * (-1.931)	-0.010 (-0.495 7)	-0.035 *** (-3.192 1)	-0.004 ** (-2.050 3)	-0.025 (-1.475 9)	
总样本	-0.015 * (-1.800)	-0.038 *** (-6.122)	-0.087 *** (-7.810)	-0.034 *** (-5.690)	-0.015 (-1.274 5)	-0.043 *** (-6.108 8)	-0.082 *** (-7.730 6)	-0.034 *** (-5.424 1)	
C 组: FFC + RMW α					D 组: FFC + CMA + RMW α				
大盘型	-0.032 *** (-3.056 6)	-0.031 *** (-4.466 9)	-0.092 *** (-7.141 3)	-0.055 *** (-5.502 4)	-0.032 *** (-2.807 7)	-0.031 *** (-4.283 1)	-0.091 *** (-6.761 5)	-0.047 *** (-5.200 8)	
中小盘型	-0.014 (-0.607 6)	-0.035 *** (-2.390 3)	-0.002 (-1.368 6)	-0.012 (-1.282)	-0.003 * (-0.192 5)	-0.022 * (-1.852 2)	-0.003 (-1.386 2)	-0.014 (-0.803 7)	
总样本	-0.013 (-1.607 8)	-0.036 *** (-4.609 8)	-0.091 *** (-7.165 6)	-0.032 *** (-4.704 2)	-0.014 (-1.120 3)	-0.036 *** (-4.240 1)	-0.092 *** (-6.794 1)	-0.033 *** (-4.255 8)	

注: 表中括号内为 t 统计量 “*”, “**”, “***” 分别表示 10% 5% 和 1% 的置信水平。

我国开放式基金在统计上没有表现出较好的择股投资技能,其原因有以下一些:首先,由于我国许多行业的发展,依赖于国家的产业政策,这些产业政策的出现往往对基金的投资方向起着重要的决定意义,从而使得基金容易忽略技术层面的选股技巧。其次,基金公司作为大型机构投资者,具有更多的内幕信息和操控市场的可能,内幕信息的获得使得基金公司择股时很容易放弃选股技巧。再次,由于基金经理间存在利益输送以及内部信息保密不完善等因素,容易使得基金投资意向被外界解读,这对基金业绩能产生负向影响,从而降低了基金选股绩效。

4.2 基金择时能力

将从两个方面检验基金的择时能力,首先检验基于 q^N -因子模型的 β 值,然后通过构建的择时因子,确定基金的择时能力。

1) 基金组合的 β 值

将基金按照大盘、中小盘和成长型、平衡型以及价值型进行 2×3 分组后,对于每组内的基金,使用相对于无风险的日平均超额收益率和相对于对照基准的日平均超额收益率数据,分别基于 q -因子模型(4)和 q^N -因子模型(9)进行回归,结果如表7所示,其中A组是基于模型(4)的回归结果,B组是基于模型(9)的回归结果。通过比较两种不同超额收益率的回归结果,可以获得许多有意义的发现。

表7 基金 q -因子模型的 β 值估计

Table 7 The β of q -factor model for funds

因子	基金投资风格	A组: 相对于无风险超额收益率				B组: 相对于对照基准超额收益率			
		成长型	平衡型	价值型	总样本	成长型	平衡型	价值型	总样本
MKT	大盘型	0.712 *** (64.011)	0.759 *** (72.404)	0.843 *** (66.813)	0.769 *** (72.228)	-0.586 *** (-36.793)	-0.512 *** (-43.211)	-0.419 *** (-22.669)	-0.506 *** (-37.544)
	中小盘型	0.773 *** (70.279)	0.735 *** (59.005)	1.010 *** (48.294)	0.763 *** (68.111)	-0.485 *** (-32.379)	-0.531 *** (-38.849)	-0.322 *** (-14.232)	-0.499 *** (-36.081)
	总样本	0.755 *** (69.501)	0.751 *** (68.429)	0.846 *** (66.471)	0.766 *** (71.208)	-0.514 *** (-37.744)	-0.519 *** (-45.199)	-0.417 *** (-22.772)	-0.503 *** (-41.161)
SMB	大盘型	0.225 *** (9.098)	0.218 *** (10.159)	0.106 *** (6.873)	0.191 *** (9.593)	0.346 *** (12.014)	0.261 *** (9.238)	0.381 *** (11.637)	0.311 *** (11.224)
	中小盘型	0.313 *** (10.496)	0.259 *** (9.033)	0.694 *** (13.350)	0.293 *** (9.950)	-0.321 *** (-11.896)	-0.407 *** (-12.836)	0.293 *** (4.871)	-0.356 *** (-12.939)
	总样本	0.286 *** (10.115)	0.233 *** (9.664)	0.117 *** (7.329)	0.238 *** (9.887)	-0.112 *** (-5.072)	0.008 (0.273)	0.375 *** (11.605)	0.004 (0.158)
CMA	大盘型	-0.040 (-1.362)	-0.019 (-0.743)	0.024 (1.283)	-0.013 (-0.525)	-0.083 *** (-2.359)	-0.097 *** (-3.789)	-0.106 *** (-2.839)	-0.097 *** (-3.467)
	中小盘型	-0.062* (-1.670)	-0.048 (-1.490)	0.133 (1.915)	-0.056 (-1.580)	-0.128 *** (-4.013)	-0.156 *** (-5.782)	-0.056 (-0.730)	-0.136 *** (-4.862)
	总样本	-0.057 (-1.619)	-0.031 (-1.085)	0.026 (1.395)	-0.033 (-1.134)	-0.111 *** (-4.451)	-0.119 *** (-5.596)	-0.102 *** (-2.782)	-0.115 *** (-5.492)
RMW	大盘型	0.068 *** (4.063)	0.066 *** (4.314)	0.063 *** (5.497)	0.066 *** (4.667)	-0.095 *** (-3.280)	0.073 *** (3.748)	0.011 (0.374)	0.018 (0.802)
	中小盘型	0.057 *** (2.645)	0.050 *** (2.470)	-0.068 (-1.311)	0.055 *** (2.624)	0.149 *** (6.507)	0.292 *** (14.280)	0.222 *** (4.049)	0.207 *** (9.993)
	总样本	0.060 *** (3.050)	0.060 *** (3.525)	0.060 *** (5.064)	0.061 *** (3.550)	0.073 *** (3.922)	0.158 *** (9.222)	0.018 (0.651)	0.105 *** (6.279)

注:表中括号内为 t 统计量,*, **, *** 分别表示 10% 5% 和 1% 的置信水平。

首先,相对于无风险超额收益率,市场风险因子 MKT 显著为正(见表 7A 组),但经过调整对照

基准的超额收益率回归后,全部基金的市场风险因子 MKT 均显著为负(见表 7B 组)。这些结果表

明,基金经理对市场风险的判断存在偏差。特别是,使用相对于无风险超额收益率检验基金的择时能力时,会高估基金经理对市场风险因子的判断能力,从而导致对市场趋势呈现明显相反的预测。

其次,经对照基准超额收益率调整后,规模因子 SMB 对基金超额收益的影响存在很大差异。一方面,在两个回归模型(4)和模型(9)中,大盘型和价值型基金的超额收益率与规模因子 SMB 均呈显著正相关(见表7A组和B组)。因此大盘型和价值型基金倾向于投资小规模公司的股票。特别是,当使用修正的 q^N -因子模型(9)时,有更大的规模回归系数,这表明,对大盘型和价值型基金而言,使用无风险超额收益率容易低估基金经理对小市值股票的投资规模。另一方面,在两个回归模型(4)和模型(9)中,中小盘型基金的规模因子 SMB 对基金超额收益率具有相反的影响,相对于无风险超额收益回归,发现中小盘型基金同样偏好小市值公司股票,但是经对照基准调整超额收益率后, SMB 的回归系数显著为负,并没有表现对小市值公司股票的偏好。

再次,在考虑投资因子 CMA 对基金绩效的影响时发现,相对于无风险超额收益率的回归中, CMA 的回归系数虽然大部分为负,但显著性较弱(见表7A组)。经对照基准超额收益率调整后,负相关关系的显著性明显提高(见表7B组)。这表明我国开放式基金热衷于投资水平高的公司股票。

最后,通过比较表7中 RMW 因子的回归结果发现,中小盘型基金中,基于无风险超额收益率进行回归的 q -因子模型(4)在一定程度上会低估基金经理对盈利能力强的股票投资热度,因为中小盘型对照基准的 RMW 系数显著为负(见表4最后一列)。相对于对照基准的超额收益率回归, q^N -因子模型(9)能获得更大的 RMW 系数,这表明中小盘型基金更热衷于投资盈利能力高的公司股票。这个结果对大盘-成长型基金而言,稍有不同,即 q -因子模型(4)和模型(9)呈现出相反的预测系数。这是因为相对于无风险而言,大盘-成长型基金也偏好于投资盈利能力高的公司,

表7A组中 RMW 的系数为 0.068 ($t = 4.063$),但是这种偏好,没有对照基准强,表4中大盘-成长型对照基准(300成长)的 RMW 系数显著为正,为 0.162 ($t = 13.20$)。

综上所述,对总样本而言,规模因子 SMB 、市场风险因子 MKT 、投资因子 CWA 及盈利因子 RMW 在 q -因子模型与修正的 q^N -因子模型回归中,具有明显不同的表现。如在 q -因子模型中,除投资因子外,市场因子、规模因子和盈利因子均显著为正,而在 q^N -因子模型中,除规模因子外,市场风险因子、投资因子及盈利因子也是显著的,但系数符号不完全一致。如市场风险因子的系数为 -0.503 ($t = -41.161$)、投资因子的系数为 -0.115 ($t = -5.492$),而盈利因子的系数为 0.105 ($t = 6.279$)。因此,总体而言,基金经理在平均水平上表现出了一定择时行为。

2) 择时因子

虽然我国开放式基金存在一定主动择时行为,但是基金的择时效果如何?下面来讨论该问题。使用第3节中定义的总择时因子 TTF 、短期择时因子 DTF 和长期择时因子 STF 来检验开放式基金的择时能力。表8A组报告了大盘型、中小盘型、成长型、平衡型和价值型基金的择时能力。表8B组报告大盘型、中小盘型与成长型、平衡型和价值型的交叉分组基金的择时能力。

由表8A组可知,对于大部分基金,虽然表现出较弱的正的平均超额收益率,但是在统计意义上,对于所有类型的基金, TTF 均不显著, STF 系数均为负数,且显著性不强,而 DTF 均显著为正。这表明,所有基金均没有呈现显著的长期择时能力,也没有较好的总择时能力,但是在一定程度上具有较好的短期择时能力。短期择时能力的情形符合预期,因为短期择时的预测可靠程度要大于对长期的预测。另一方面,结合前面基金不具有显著择股能力的发现可知,我国基金偏好于趋势投资,从而表现出较强的短期择时能力。

在表8B组中,将基金按照 2×3 进行分组检验,发现各种组合类型的基金,仅呈现出显著的短期择时能力,没有长期择时能力,总择时能力也较弱。

综上 根据 q - 因子模型以及择时因子的估计组 基金经理对盈利因子具有较好的预测而对市场风险因子和投资因子的判断有偏差. 另外, 基金经理具有较强的正向短期择时表现. 这是因为基金经理对公司的情况把握更加准确, 在上市公司财报公布前经过相关调研对利好消息有更快

的了解和消化, 从而导致对盈利因子的判断比较准确, 这推动了短期正向择时能力的表现. 但市场风险和投资效应对未来预期收益影响的时期较长, 而在较长时期内基金经理可能会造成错误的判断, 即造成长期择时能力表现不显著, 甚至具有反向择时表现.

表 8 基金择时能力检验

Table 8 Tests of the timing ability of funds

A 组: 单独的投资风格情形												
基金投资风格	$\bar{R} - r_f(\%)$	TTF	DTF	STF	基金类型	$\bar{R} - r_f(\%)$	TTF	DTF	STF			
大盘型	0.096	0.016	0.381***	-0.365*	成长型	0.006	0.048	0.296***	-0.247			
		(0.073)	(3.323)	(-1.854)			(0.234)	(3.056)	(-1.372)			
中小盘型	-0.096	0.024	0.254**	-0.230	平衡型	0.011	-0.005	0.326***	-0.331*			
		(0.102)	(2.322)	(-1.183)			(-0.022)	(2.967)	(-1.720)			
总样本	0.009	0.019	0.321***	-0.302	价值型	0.012	0.007	0.375***	-0.368**			
		(0.091)	(3.127)	(-1.641)			(0.033)	(2.854)	(-1.978)			
B 组: 交叉的投资风格情形												
基金投资风格	成长型				平衡型				价值型			
	$\bar{R} - r_f(\%)$	TTF	DTF	STF	$\bar{R} - r_f(\%)$	TTF	DTF	STF	$\bar{R} - r_f(\%)$	TTF	DTF	STF
大盘型	0.170	0.057	0.417***	-0.360	0.098	-0.002	0.364***	-0.366*	0.004	0.015	0.384***	-0.369**
		(0.232)	(3.349)	(-1.644)		(-0.010)	(3.297)	(-1.890)		(0.066)	(2.873)	(-1.980)
中小盘型	-0.077	0.052	0.254***	-0.203	-0.144	-0.022	0.245*	-0.267	0.370	0.000	0.115	-0.140
		(0.240)	(2.444)	(-1.129)		(-0.083)	(1.948)	(-1.212)		(0.000)	(0.751)	(-0.763)

注: $\bar{R} - r_f$ 为基金相对于无风险的月度超额收益率; 表中括号内为 t 统计量 “* , ** , ***” 分别表示 10% 5% 和 1% 的置信水平.

根据上述关于择股和择时能力的实证结果发现, 总体而言, 虽然相对于无风险超额收益率和相对于对照基准超额收益率的 q - 因子模型可以获得不同的 α 值, 但两个不同超额收益率回归模型的实证结果可以得出一致的结果: 我国开放式股票基金没有表现出显著的择股能力. 通过使用两种不同超额收益率回归以检验我国开放式股票基金的择时能力时, 实证结果也获得了一致的结论: 我国开放式股票基金具有积极主动的择时行为, 但仅在短期择时行为上, 对基金绩效有正向效果, 即有短期的择时能力.

5 稳健性检验

为了证明第 4 节的实证结果是稳健的, 将从残差随机抽样分析和变换对照基准两个方面对上述实证进行检验, 以寻找不同样本和不同对照基

准对实证的影响.

5.1 残差随机抽样分析

先通过随机抽样生成的残差序列, 再使用 q^N - 因子模型构建新的超额收益率序列, 最后利用 q^N - 因子模型以检验模型的稳健性.

为了叙述方便, 重写相对于对照基准超额收益率回归方程(9)如下

$$R_i - R_b = \alpha_i^* + \beta_{11}^* MKT + \beta_{12}^* SMB + \beta_{13}^* CMA + \beta_{14}^* RMW + \varepsilon_i^* \quad (15)$$

在每个月, 对基金 i 使用日数据按照式(15)进行回归, 系数估计值记为 $\hat{\alpha}_i^*$, $\hat{\beta}_{11}^*$, $\hat{\beta}_{12}^*$, $\hat{\beta}_{13}^*$, $\hat{\beta}_{14}^*$, 其相应的残差记为 $\hat{\varepsilon}_i^*$. 事实上, 该方法获得了一个残差时间序列 $\{\hat{\varepsilon}_{it}^*\}$ ($t = T_{i1}, \dots, T_{iN}$, 其中 T_{i1} 和 T_{iN} 分别为当月第 1 个与最后 1 个日度收益数据对应的残差). 注意到时间序列 $\{\hat{\varepsilon}_{it}^*\}$ 是随机残差 ε_{it}^* 的 1 个样本路径, ε_{it}^* 也将会有其他样本路径, 而

每个 ε_{it}^* 的样本路径 对应到 1 个超额收益率 $R_i - R_b$ 的样本路径. 为了获得超额收益率的 $R_i - R_b$ 不同路径, 使用文献 [39] 中关于参数估计的方法, 对残差进行随机抽样处理. 具体讲, 对残差估计值序列 $\{\hat{\varepsilon}_{it}^*\}$ 进行随机抽样排序, 得到 1 个新的残差样本序列, 记为 $\{\hat{\varepsilon}_{i,t}^*\}^s$ ($t = T_{i1}^s, \dots, T_{iN}^s$), 其中 T_{i1}^s 和 T_{iN}^s 分别为重新抽样排序后的第 1 个与最后 1 个残差样本, 与原来的排序不一致. 结合系数估计值 $\hat{\alpha}_i^*$, $\hat{\beta}_{i1}^*$, $\hat{\beta}_{i2}^*$, $\hat{\beta}_{i3}^*$, $\hat{\beta}_{i4}^*$, 通过下式, 可以获得新的相对于对照基准的超额收益率序列

$$\{R_{i,t} - R_{b,t}\}^s = \hat{\alpha}_i^* + \hat{\beta}_{i1}^* MKT_t + \hat{\beta}_{i2}^* SMB_t + \hat{\beta}_{i3}^* CMA_t + \hat{\beta}_{i4}^* RMW_t + \{\hat{\varepsilon}_{i,t}^*\}^s \quad (16)$$

对这个新的超额收益率序列, 重新按照式 (15) 进行回归. 对于每个月的日数据, 重复上述过程 1 000 次, 并统计整个样本期间内表现显著的回归次数, 选取 5% 的显著水平进行统计, 结果如表 9 所示.

表 9 残差随机抽样的 q^N -因子模型显著性分析 (%)

Table 9 Significance analysis of q^N -factor model of residual random sampling (%)

基金投资风格	因子	成长型	平衡型	价值型	总样本
大盘型	MKT	96.71	97.70	84.55	97.03
	SMB	53.21	56.93	53.96	57.40
	CMA	26.60	27.12	26.68	27.39
	RMW	28.85	37.55	29.89	32.68
中小盘型	MKT	93.15	97.36	70.94	95.93
	SMB	54.97	72.18	43.16	65.02
	CMA	24.10	27.43	30.19	25.07
	RMW	32.42	56.47	30.01	42.17
总样本	MKT	96.97	98.29	85.03	97.74
	SMB	46.74	61.10	54.25	51.40
	CMA	25.75	28.54	27.04	28.54
	RMW	31.37	52.64	29.99	43.93

由表 9 的统计结果可知, 在 95% 的置信水平下残差随机抽样的总样本中, 市场风险因子、规模因子、投资因子及盈利因子的系数表现显著的次数分别占随机抽样总数的 97.74%, 51.40%, 28.54% 和 43.93%. 具体讲, 市场风险因子中价值型投资风格组合显著次数占比在 70.94% 与 85.03% 之间, 其他投资风格基金的市场风险因子

系数显著次数占比约在 93.15% 与 98.29% 之间. 规模因子、投资因子和盈利因子的显著次数分别位于 43.16% 与 72.18% 之间, 24.10% 与 30.19% 之间和 28.85% 与 56.47% 之间, 显著性占比有所下降, 总体显著占比均接近 50%. 综上可知, 基金经理在平均水平上表现出了一定显著的择时行为, 实证结果不会因为超额收益率的不同而发生重大的变化, 具有样本差异的相对稳健性.

5.2 对照基准的敏感性分析

在第 4 节中, 考虑了 6 个基金指数作为对照基准 (见表 2 中的对照基准 I). 很自然的问题是, 如果改变对照基准, 那么实证结果是否有很大的变化呢? 在本节中, 考虑另外 4 支基金指数作为对照基准, (见表 2 中的对照基准 II). 由于数据局限, 对中盘成长型与中盘价值型基金的对照基准没有更换, 不过这对模型的稳健性没有影响, 因为其他投资类型的对照基准更换后, 结果均非常稳健.

表 10 给出了相对于新的对照基准超额收益率的 q^N -因子模型的 α 值. 由表 10 的结果可知, 除中小盘-价值型基金具有弱显著的正 α 值外, 其他类型的基金在新的对照基准下, 均没有显著为正的 α 值. 这些结果与表 5 B 组中的结果类似, 因此, 在新的对照基准下进行回归分析, 与原实证结果一致, 均表明基金经理在总体样本的统计意义上, 不具有选股能力.

表 10 新的对照基准下 q^N -因子模型的 α 值 (%)

Table 10 The α of q^N -factor model for new contrast benchmark (%)

基金投资风格	成长型	平衡型	价值型	总样本
大盘型	0.001 (0.138)	0.006 (0.592)	-0.001 (-0.101)	0.003 (0.284)
中小盘型	-0.013 (-1.090)	-0.017* (-1.724)	0.036* (1.737)	-0.014 (-1.340)
总样本	-0.008 (-0.909)	-0.003 (-0.482)	0.000 (0.027)	-0.005 (-0.742)

注: 表中括号内为 t 统计量, “*”, “**”, “***” 分别表示 10%, 5% 和 1% 的置信水平.

关于择时能力的稳健性检验, 表 11 给出了在新的对照基准下, 相对于对照基准超额收益率的 q^N -因子模型回归结果.

表 11 新的对照基准下 q^N -因子模型的 β 值
Table 11 The β of q^N -factor model for new contrast benchmark

基金投资 风格	成长型	平衡型	价值型	总样本	成长型	平衡型	价值型	总样本
	MKT				SMB			
大盘型	-0.566*** (-32.90)	-0.503*** (-35.50)	-0.383*** (-17.63)	-0.487*** (-31.61)	0.365*** (-11.43)	0.473*** (-14.09)	0.405*** (-10.71)	0.433*** (-13.47)
中小盘型	-0.485*** (-32.38)	-0.508*** (-36.76)	-0.322*** (-14.23)	-0.490*** (-35.21)	-0.321*** (-11.90)	-0.567*** (-18.80)	0.293*** (-4.87)	-0.415*** (-15.29)
总样本	-0.507*** (-36.46)	-0.504*** (-41.84)	-0.383*** (-17.82)	-0.488*** (-38.52)	-0.107*** (-4.62)	0.0789*** (-2.68)	0.3975*** (-10.69)	0.0416* (-1.66)
基金投资 风格	CMA				RMW			
大盘型	-0.116*** (-3.08)	-0.084** (-2.28)	-0.105*** (-2.46)	-0.097*** (-2.77)	-0.107*** (-3.35)	-0.01 (-0.36)	0.002 (-0.05)	-0.031 (-1.05)
中小盘型	-0.128*** (-4.01)	-0.175*** (-6.55)	-0.056 (-0.73)	-0.144*** (-5.14)	0.149*** (-6.51)	0.363*** (-18.24)	0.222*** (-4.05)	0.232*** (-11.37)
总样本	-0.122*** (-4.74)	-0.119*** (-5.17)	-0.102*** (-2.43)	-0.118*** (-5.45)	0.070*** (-3.59)	0.133*** (-6.92)	0.01 (-0.29)	0.091*** (-5.03)

注：表中括号内为 t 统计量 “* , ** , ***” 分别表示 10% 5% 和 1% 的置信水平。

表 11 的结果显示,市场风险因子 MKT 的系数值均显著为负,投资因子 CMA 中除中小盘-价值型不显著外,其余各组均显著为负数,与前述结果相似.相较于第 4 节的实证结果,规模因子 SMB 在平衡型基金和总样本中与前面不同,在这里表现显著为正,这表明作为对照基准的国证系列股指有更强的规模效应.盈利因子 RMW 在大盘-平衡型和大盘-价值型基金中显著性较弱,而在其他基金组合的系数与前述一致.

通过比较表 11 与前述表 7 关于 β 系数估计值可知,由中证系列股指(表 11)和国证系列股指(表 7)作为对照基准的回归结果基本一致:基金经理存在一定的择时行为,市场风险因子、规模因子、投资因子和盈利因子的平均偏离程度分别为 $-0.488(t = -38.52)$ 、 $0.0416(t = 1.66)$ 、 $-0.118(t = -5.45)$ 和 $0.091(t = 5.03)$.因此基金经理对各个因子择时带来的收益预测存在误差,表现在基金经理对市场风险因子和投资因子

的预测偏差带来负向收益,而对规模因子和盈利因子的预测带来正的收益.

继而构建了基于新的对照基准总择时因子 TTF 和相应短期择时因子 DTF 、长期择时因子 STF 作了回归,相关计算结果见表 12.

由表 12 可知,所有基金超额收益率均未表现出与总择时因子存在显著异于零的相关关系,这个结果与表 8 的结果一致.大盘型基金和中小盘-成长型基金超额收益率与短期择时因子存在显著的正相关关系(见表 12A 组和表 12B 组).这些结果仍然与表 8 的结果一致,进一步表明我国开放式股票基金在一定程度上存在短期择时能力.部分基金超额收益率与长期择时因子存在弱显著的负相关关系,如大盘型基金和中小盘-价值型基金,其他风格的基金超额收益率与长期择时因子不存在显著的相关关系.这些结果也与表 8 中的结果一致,因此表明我国大陆开放式股票基金不存在长期择时能力,其择时能力主要表现为短期行为.

表 12 新的对照基准下基金择时能力

Table 12 Timing ability estimation for new contrast benchmark

A 组: 单独的投资风格情形												
基金投资风格	$\bar{R} - r_f(\%)$	<i>TTF</i>	<i>DTF</i>	<i>STF</i>	投资风格	$\bar{R} - r_f(\%)$	<i>TTF</i>	<i>DTF</i>	<i>STF</i>			
大盘型	0.066	0.038	0.419***	-0.381*	成长型	-0.010	0.066	0.312***	-0.247			
		(0.159)	(3.199)	(-1.891)			(0.320)	(3.175)	(-1.388)			
中小盘型	-0.1222	0.019	0.238**	-0.219	平衡型	-0.005	0.026	0.365**	-0.339*			
		(0.080)	(2.192)	(-1.109)			(0.116)	(3.134)	(-1.814)			
总样本	-0.018	0.028	0.334***	-0.305*	价值型	-0.091	-0.095	0.276*	-0.372**			
		(0.134)	(3.086)	(-1.699)			(-0.386)	(1.725)	(-2.052)			
B 组: 交叉的投资风格情形												
基金投资风格	成长型				平衡型				价值型			
	$\bar{R} - r_f(\%)$	<i>TTF</i>	<i>DTF</i>	<i>STF</i>	$\bar{R} - r_f(\%)$	<i>TTF</i>	<i>DTF</i>	<i>STF</i>	$\bar{R} - r_f(\%)$	<i>TTF</i>	<i>DTF</i>	<i>STF</i>
大盘型	0.119	0.105	0.464***	-0.359*	0.1159	0.0549	0.453***	-0.398*	-0.101	-0.087	0.285*	-0.373**
		(0.430)	(3.494)	(-1.685)		(0.228)	(3.415)	(-1.924)		(-0.352)	(1.754)	(-2.055)
中小盘型	-0.077	0.052	0.254***	-0.203	-0.215	-0.041	0.191	-0.232	0.369	0.000	0.115	-0.328**
		(0.240)	(2.444)	(-1.129)		(-0.148)	(1.578)	(-1.008)		(0.000)	(0.751)	(-2.170)

注: 表中括号内为 t 统计量 “*”, “**”, “***” 分别表示 10%、5% 和 1% 的置信水平。

6 结束语

本文率先用 q -因子模型检验我国开放式基金的绩效,包括基金经理的选股能力和择时能力。为了纠正开放式基金受对照基准对基金绩效的影响,使用了两种方法进行检验:第一种方法是利用基金相对于无风险超额收益检验基金的绩效;第二种方法是利用基金相对于对照基准超额收益检验基金的绩效。实证结果发现,一方面 q -因子模型比 FFC-四因子模型对资产的平均超额收益率有更好的解释力,大部分情形下不存在显著 α 值;另一方面,基于两种方法能够获得基金的不同选股能力与择时能力判断。一般而言,基于无风险超额收益的方法会高估基金的绩效。虽然如此,基于 q -因子的两种方法的实证结果具有很好的一致性:我国开

放式基金存在选股行为和择时行为,但是选股行为不能明显改善基金超额收益率,择时行为对基金短期风险预测有效,对基金长期趋势预测能力较弱。另外,我国基金偏好于投资盈利能力强的公司股票,并热衷于投资水平高的公司股票。

通过实证分析与研究,对基金绩效研究和投资者给出如下建议。首先,基金绩效应基于基金招募说明书所宣称的对照基准进行评估,以真实地反映基金的绩效;其次,基金经理并不存在显著的选股能力和长期择时能力,尤其是基金经理对市场风险存在错误的估计,这就要求基金经理应加强提高对市场因子的判断;最后,基金经理对规模因子、盈利因子和投资因子的判断也会出现不同程度的偏差,这要求基金经理应充分评估盈利因子和投资因子趋势,以正确估计这些因子对基金收益的影响。

参考文献:

- [1] Kosowski R, Timmermann A, Wermers R, et al. Can mutual fund “stars” really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(8): 2551 – 2595.
- [2] Huij J, Verbeek M. Cross-sectional learning and short-run persistence in mutual fund performance [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2007, 31(3): 973 – 997.
- [3] Barras L, Scaillet O, Wermers R. False discoveries in mutual fund performance: Measuring luck in estimated alphas [J]. *Journal of Finance*, 2010, 65(1): 179 – 216.
- [4] Bollen N, Busse J A. On the timing ability of mutual fund managers [J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(3): 1075 – 1094.
- [5] Comer G. Hybrid mutual funds and market timing performance [J]. *Journal of Business*, 2006, 79(2): 771 – 797.
- [6] Elton E J, Gruber M J, Blake C R. An examination of mutual fund timing ability using monthly holdings data [J]. *Review of Finance*, 2011, 16(3): 619 – 645.
- [7] Busse J A, Tong Q. Mutual fund industry selection and persistence [J]. *The Review of Asset Pricing Studies*, 2012, 2(2): 245 – 274.
- [8] Kacperczyk M T, Van Nieuwerburgh S, Veldkamp L. Time-varying fund manager skill [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(4): 1455 – 1484.
- [9] Fama E F, French K R. The cross-section of expected stock returns [J]. *Journal of Finance*, 1992, 47(2): 427 – 465.
- [10] Carhart M M. On persistence in mutual fund performance [J]. *Journal of Finance*, 1997, 52(1): 57 – 82.
- [11] Daniel K, Grinblatt M, Titman S, et al. Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks [J]. *Journal of Finance*, 1997, 53(2): 1035 – 1058.
- [12] Wermers R. Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(4): 1655 – 1695.
- [13] Fama E F, French K R. Luck versus skill in the cross section of mutual fund returns [J]. *Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1915 – 1947.
- [14] Berk J B, Binsbergen J H. Measuring skill in the mutual fund industry [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 118(1): 1 – 20.
- [15] 林煜恩, 陈秀玲, 池祥萱. 共同基金流量具有信息内涵吗? [J]. *经济研究*, 2014, 49(12): 176 – 188.
Lin Yuen, Chen Xiuling, Chi Xiangxuan. Does mutual fund flow have information content? [J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(12): 176 – 188. (in Chinese)
- [16] 田利辉, 王冠英, 张伟. 三因素模型定价: 中国与美国有何不同? [J]. *国际金融研究*, 2014, (7): 37 – 45.
Tian Lihui, Wang Guanying, Zhang Wei. Fama-French three-factor model pricing: Is China different from the USA? [J]. *Studies of International Finance*, 2014, (7): 37 – 45. (in Chinese)
- [17] 易力, 胡振华. 风格择时能力对基金绩效的影响研究 [J]. *管理评论*, 2016, (4): 41 – 51.
Yi Li, Hu Zhenhua. The effect of style timing ability on fund performance [J]. *Management Review*, 2016, (4): 41 – 51. (in Chinese)
- [18] 高春亭, 周孝华. 公司盈利、投资与资产定价: 基于中国股市的实证 [J]. *管理工程学报*, 2016, 30(4): 25 – 33.
Gao Chunting, Zhou Xiaohua. Corporate profitability, investment and asset pricing: An empirical research about Chinese Stock Market [J]. *Journal of Industrial Engineering and Engineering Management*, 2016, 30(4): 25 – 33. (in Chinese)
- [19] 蒋志强, 田婧雯, 周炜星. 中国股票市场收益率的可预测性研究 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(4): 92 – 109.
Jiang Zhiqiang, Tian Jingwen, Zhou Weixing. The predictability of the stock market returns of China [J]. *Journal of*

- Management Sciences in China ,2019 ,22(4) : 92 - 109. (in Chinese)
- [20]朱 波,文兴易,匡荣彪. 中国开放式基金经理投资行为评价研究[J]. 管理世界,2010,(3): 171 - 172.
Zhu Bo, Wen Xinyi, Kuang Rongbiao. The evolution of the investment behaviors of managers of open-end funds of China [J]. Management World, 2010, (3): 171 - 172. (in Chinese)
- [21]王守法. 我国证券投资基金绩效的研究与评价[J]. 经济研究,2005,40(3): 119 - 127.
Wang Shoufa. Research and evaluation on the performance of China's securities investment funds [J]. Economic Research Journal, 2005, 40(3): 119 - 127. (in Chinese)
- [22]赵胜民,闫红蕾,张 凯. Fama-French 五因子模型比三因子模型更胜一筹吗——来自中国 A 股市场的经验证据 [J]. 南开经济研究,2016,(2): 41 - 59.
Zhao Shengmin, Yan Honglei, Zhang Kai. Does fama-french five factor model outperform three factor model? Evidence from China's A-Share market [J]. Nankai Economic Studies, 2016, (2): 41 - 59. (in Chinese)
- [23]李志冰,杨光艺,冯永昌,等. Fama-French 五因子模型在中国股票市场的实证检验 [J]. 金融研究,2017,(6): 191 - 206.
Li Zhibing, Yang Guangyi, Feng Yongchang, et al. Fama-French five factor model in China stock market [J]. Journal of Financial Research, 2017, (6): 191 - 206. (in Chinese)
- [24]裴茜朱,朱书尚. 中国股票市场金融传染及渠道——基于行业数据的实证研究 [J]. 管理科学学报,2019,22(3): 90 - 112.
Pei Xizhu, Zhu Shushang. Financial contagion in China's stock market: A study based on industry level data [J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(3): 90 - 112. (in Chinese)
- [25]凌爱凡,莫阳紫嫣. 开放式基金“泵浦”现象检验: 基于规模、投资风格和管理团队视角的经验证据 [J]. 中国管理科学,2018,26(9): 29 - 40.
Ling Aifan, Moyang Ziyan. The open-ended funds “pumping” tests: The empirical evidences from funds sizes, investment style and management team [J]. Chinese Journal of Management Science, 2018, 26(9): 29 - 40. (in Chinese)
- [26]凌爱凡,谢林利. 特异性尾部风险、混合尾部风险与资产定价——来自我国 A 股市场的证据 [J]. 管理科学学报,2019,22(8): 71 - 87.
Ling Aifan, Xie Linli. Idiosyncratic tail risk, hybrid tail risk and asset pricing: Evidence from China's A-share market [J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(8): 71 - 87. (in Chinese)
- [27]Alan D C, Crotty K. Passive versus active fund performance: Do index funds have skill? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018, 53(1): 33 - 64.
- [28]Hou K, Xue C, Zhang L. Digesting anomalies: An investment approach [J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(4): 650 - 705.
- [29]张 鲁. 资产定价中的因子大战 [J]. 清华金融评论,2016,(12): 101 - 104.
Zhang Lu. The factor war in asset pricing [J]. Tsinghua Financial Review, 2016, (12): 101 - 104. (in Chinese)
- [30]Angelidis T, Giamouridis D, Tessaromatis N. Revisiting mutual fund performance evaluation [J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(5): 1759 - 1776.
- [31]王 伟,刘金山. 我国股票型开放式基金经理的投资绩效评价——基于改进的 Carhart 四因素模型 [J]. 南方金融,2016,(2): 60 - 67.
Wang Wei, Lu Jinshan. The investment performance of managers of open-end funds of China: Based on the updated carhart four-factor model [J]. South China Finance, 2016, (2): 60 - 67. (in Chinese)
- [32]Ang A, Hodrick R J, Xing Y H, et al. The cross-section of volatility and expected returns [J]. Journal of Finance, 2006, 61(1): 259 - 299.
- [33]Ang A, Hodrick R J, Xing Y H, et al. High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U. S. evi-

- dence [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 91(1): 1–23.
- [34] 左浩苗, 郑 鸣, 何张翼. 股票特质波动率与横截面收益: 对中国股市“特质波动率之谜”的解释 [J]. *世界经济*, 2011, (5): 117–135.
- Zuo Haomiao, Zheng Ming, He Zhangyi. The idiosyncratic volatility and cross-sectional returns of stocks: An explanation of “the puzzle of idiosyncratic volatility” of China stock market [J]. *The Journal of World Economy*, 2011, (5): 117–135. (in Chinese)
- [35] Jordan B D, Riley T B. Volatility and mutual fund manager skill [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 118(2): 289–298.
- [36] Novy-Marx R. Understanding defensive equity [R]. NBER Working Paper 2016, No. 20591: <https://www.nber.org/papers/w20591>.
- [37] Miller M, Modigliani F. Dividend policy, growth, and the valuation of shares [J]. *Journal of Business*, 1961, 34(2): 411–433.
- [38] Fama E F, French K R. A five-factor asset pricing model [J]. *Journal of Financial Economic*, 2015, 116(1): 1–22.
- [39] Kosowski R A, Naik N, Teo M. Do hedge funds deliver alpha? A Bayesian and bootstrap analysis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(2): 229–264.

Does the skill of funds improve their performance? An empirical analysis from the q -factor model

LING Ai-fan, YANG Yan-jun

School of Finance, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China

Abstract: Whether the skills of open-ended funds improve their performance has been paid close attention for a long time. Computing the excess returns of funds relative to the risk-free rate and to the self-reported benchmark rate, the paper considers the performance of 437 funds established before Jan. 1st 2013. The empirical results based on the recent q -factor model and the daily data between Jan. 1st 2005 and Dec. 31st 2017 show that: (1) the q -factor model has a good explanation power for the excess returns of open-ended funds, (2) the performances of funds can be overestimated when the excess returns are computed by the risk-free rate, (3) the managers of open-ended funds have a weak power of stock selection and a relative good power of short term, rather than long term, timing selection, which can improve short-term fund performance to a certain extent, and (4) the open-ended funds prefer stocks with good profitability or high investment levels.

Key words: performance of fund; q -factor model; investment skill; contrast benchmark