

基金流动性、流动性风险与基金业绩

黄宇元 李仲飞 张浩

摘要:以我国2007年1月至2014年6月的主动管理开放式股票型基金为研究对象,探讨基金流动性、流动性风险对基金业绩的影响。研究发现,中国主动管理开放式股票型基金存在显著的流动性溢价,但流动性风险溢价并不显著;相比基金流动性风险,基金流动性对基金业绩的影响更为重要。进一步分析发现,基金的流动性溢价和流动性风险溢价存在非对称性,当市场流动性遭受正向冲击,基金存在显著的流动性溢价和流动性风险溢价;而当市场流动性遭受负向冲击,基金的流动性溢价和流动性风险溢价均不明显。

关键词:流动性溢价;流动性风险溢价;基金业绩

JEL分类号:G11,G12,G20

一、引言

流动性是金融资产的重要属性之一。Amihud和Mendelson(1986)首先研究了流动性作为股票资产的属性对股票收益的影响,结果发现为了补偿投资者持有非流动性资产所面临的高交易成本,流动性差的股票通常具有更高的收益,即股票存在流动性溢价。同时,由于流动性具有时变性并且股票之间的流动性具有同向变动的性质,因而市场存在系统变动的流动性(Huberman和Halka, 2001),这种系统变动的流动性风险是不可分散的,构成了系统风险的一部分,因此也应该被市场定价。Pástor和Stambaugh(2003)、Acharya和Pedersen(2005)的实证研究就发现股票存在流动性风险溢价,对市场流动性变化敏感的股票具有更高的收益。

大量研究表明,股票的流动性溢价和流动性风险溢价具有与市场流动性相关的时变性。Amihud(2002)、麦元勋(2006)发现市场流动性对流动性差的股票收益影响更大,而对流动性好的股票影响则较弱;Jensen和Moorman(2010)和Ben-Rephael(2017)认为,市场流动性受到负向冲击时,流动性好的股票比流动性差的股票有更好的表现。类似的,流动性风险溢价也被证实具有时变性和非对称性。邹小芄等(2009)发现流动性风险溢价与投资者流动性需求间存在动态关系;Watanabe和Watanabe(2008)认为在市场交易量上升时候,流动性风险溢价也相应增加;Acharya等(2013)发现当市场流动性负向变动时,流动性风险溢价

作者简介 黄宇元(通讯作者):金融学博士,中山大学管理学院博士后流动站和广州农商银行博士后工作站在站博士后;
李仲飞:管理学博士,中山大学管理学院教授,长江学者特聘教授,国家“杰青”;
张浩:金融学博士,广东外语外贸大学金融学院,副教授,副院长。

*基金项目:国家自然科学基金创新研究群体项目“金融创新、资源配置与风险管理”(No.71721001)、国家自然科学基金青年项目“人口结构变化对城镇居民住房需求的冲击:影响机理与实证检验”(No.71603061)、广东省自然科学基金研究团队项目“长寿风险背景下的养老基金投资管理研究”(No.2014A030312003)、广州市哲学社会科学“十三五”规划2018年度一般课题《广州加快建设多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房制度研究:基于金融视角》(NO.2018GZYB56)。

也相应减小,特别是在金融危机时,正的流动性风险溢价甚至可能反转为负。Lynch和Yan(2012)对股票型共同基金的实证研究发现,基金的流动性溢价和流动性风险溢价都受市场流动性的影响,并与市场流动性呈现出正相关关系。

开放式基金具有随时申购赎回的特殊交易机制,这一方面作为激励制度可以缓和基金投资者和基金经理之间存在的委托代理问题;另一方面,使其面临随时满足基金投资者赎回的要求而存在流动性风险。这要求基金必须随时保持足够的流动性。而对资产流动性的定价研究发现,流动性好的资产通常预期市场收益更低。因而,基金经理需要在选择持有高流动性的投资组合与获取高预期市场收益之间做出合理的权衡。

流动性作为股票资产的属性,反映以较低的成本迅速成交大量股票并对价格产生较小影响的能力(Liu, 2006);流动性作为系统风险因子,则体现股票收益率对市场流动性冲击的敏感性(Pástor和Stambaugh, 2003)。不管是作为股票资产的属性还是作为系统风险因子,流动性对股票收益均存在重要影响,但二者之中,哪一个对股票收益的解释作用更重要? Acharya和Pedersen(2005)发现,流动性差的股票通常具有高流动性风险,并且在控制股票的流动性风险效应后,股票的流动性水平对股票收益的解释力非常有限,因此股票流动性风险对解释股票收益更重要。与之相反,Vovchak(2013)发现在控制流动性水平效应后,股票流动性风险对股票的解释作用消失了,即流动性水平对于解释股票收益有重要作用。而Nguyen和Puri(2009)的研究则认为,流动性水平和流动性风险对解释股票收益都具有显著的作用。

目前国内的基金业绩研究中,资产流动性方面因素未能引起足够的重视,仅有少量文献从流动性视角进行研究^①。尽管中国证券市场已经被证实了存在流动性溢价(谢赤等,2008;张玉龙和李怡宗,2013)和流动性风险溢价(周芳和张维,2011;张玉龙和李怡宗,2013)。但是,国内基金市场针对基金流动性与流动性风险对基金业绩影响的研究相对缺乏,而基金流动性和流动性风险,不管是作为基金的特征还是作为投资组合行为的结果,对于基金业绩的影响都值得关注。从学术研究角度来说,基金作为组合投资行为的产物,是资产定价研究的天然检验场所;从业界实践角度出发,基金的流动性溢价和流动性风险溢价检验可以为基金投资者的投资决策提供实证支持。

基于国内相关研究的缺位,本文以中国主动管理开放式股票型基金作为研究对象,检验基金流动性、流动性风险对基金业绩的影响。本研究主要关注三个问题:一是基金是否存在流动性溢价(即,基金持有缺乏流动性的股票组合是否具有更高的业绩)、基金的流动性溢价是否具有非对称性?二是基金是否存在流动性风险溢价(即,流动性贝塔大的基金是否具有更高的业绩)、基金的流动性风险溢价是否具有非对称性?三是基金流动性和流动性风险,哪个能更好预测基金业绩?

二、文献综述与假说的提出

(一)文献综述

1998年长期资产管理对冲基金的陨落事件让学术界和业界都开始意识到流动性风险的重要性。Scholes(2000)回顾了长期资产管理对冲基金破产的经验教训,认为在1988年金融危机之前长期资本管理对冲基金作为流动性提供者持有了大量流动性差的资产;在金融危机时持有资产的大幅损失使其从大的流动性提供者转变为一个大的流动性需求者;这种转变所产生的巨大流动性成本使得长期资本管理对冲基金的资产更进一步缩水。2000年后,金融市场投资管理中流动性的重要性受到学术界的广泛关注。越来越多的投资者认识到在构建投资组合时不仅仅要考虑资产组合的收益和风险,也应该考虑资产组合的

^①部分国内研究文献从基金择时角度探讨基金管理投资组合的行为,例如,李仲飞等(2015)研究了基金经理根据市场流动性调整基金投资组合市场风险敞口的行为;张浩等(2017)则研究基金经理根据市场状况动态管理基金投资组合流动性的行为。

流动性。Lo等(2003)首先在组合最优化的框架下考虑了最优组合流动性水平问题。他们使用交易量和买卖价差比等作为流动性的代理指标,在标准的均值方差框架下引入流动性因子,得到了最优的均值——方差——流动性组合;进而他们通过对最优流动性组合进行实证研究,发现即便仅对组合进行简单形式的流动性优化都可以在保持单位风险的预期收益降低整体投资组合面临的流动性风险。Morawski(2009)认为流动性是投资决策的投资目标。如果在投资决策中忽略了资产的流动性,那么将导致组合优化的结果是次优的。投资组合的流动性对共同基金尤其重要。Phalippou和Massa(2005)进一步指出共同基金对资产流动性的需求出于两个重要的原因。第一,为基金投资者的未来可能赎回情况做好充分的准备;第二,满足基金在市场中寻找新投资机会并进行套利交易的需求。据此,他们认为基金组合流动性在很大程度上可以反映基金的流动性需求。

事实上,流动性和流动性风险对基金的业绩也非常重要。Phalippou和Massa(2005)使用基金持股组合流动性作为基金流动性的代理,实证发现在横截面水平上基金业绩与基金流动性无关,他们认为这是由于美国基金市场的有效性程度高导致;但在时间序列水平上发现,流动性好的基金在市场流动性差时期表现出更高的基金业绩,而在市场流动性好时期显示出更差的业绩。Chen等(2004)和Yan(2008)提供了基金流动性对基金业绩有间接影响的证据。他们在研究基金业绩与基金规模之间的关系时发现,流动性差的基金其规模不经济(Diseconomies of scale)效应更加显著。Lynch和Yan(2012)实证研究发现,美国共同基金市场上存在流动性溢价和流动性风险溢价,基金持股的流动性水平和流动性风险是基金收益的决定因素。相比于大部分持有流动性好的股票的基金,持有流动性差的股票的基金收益每年高4.44%;而且流动性贝塔大的基金比流动性贝塔小的基金有更好的业绩。Dong等(2014)对美国共同基金的实证研究发现,基金的市场流动性风险敞口在横截面水平上具有预测基金业绩的能力。通过对1984-2009年的样本期研究发现,流动性风险敞口更大的基金相比流动性风险因子敞口更小的基金每年的收益高6%。Sadka(2010)对美国对冲基金的研究也发现在横截面水平上对冲基金收益可以被流动性风险所解释;高流动性风险敞口的对冲基金组合在平均水平上每年比低流动性风险敞口的对冲基金组合高6%。

从现有研究来看,基于以美国为主的成熟基金市场的研究结果均证实基金业绩受到流动性和流动性风险的显著影响,但由于国内证券市场的深度和广度与成熟市场存在较大差异,因此,国内基金业绩是否受到流动性和流动性风险的影响尚有待进一步研究。本文与既有研究的区别除了所研究的市场不同之外,还体现在如下两点:一是国内外文献均已证实股票流动性溢价和流动性风险溢价的存在性,但针对流动性和流动性风险何者对股票收益率具有更强的解释力这一问题,尚未有定论。本文基于开放式股票型基金流动性溢价和流动性风险溢价研究可以丰富该领域的文献,尤其是针对国内市场上的研究具有更强的实践意义。二是从研究结果上看,美国基金市场上的研究发现存在基金的流动性溢价和流动性风险溢价,但本文针对国内基金市场则发现国内基金仅存在流动性溢价但不存在流动性风险溢价,这充分说明中国基金市场和美国基金市场存在较大差异,因此在实践上对不同基金市场上制定投资策略应当有所差异。

(二)基本假设

目前,对共同基金市场上是否存在流动性溢价和流动性风险溢价的研究较少。但对该问题的研究可以为基金经理构造投资组合和基金投资者选择基金提供一些依据,不管是基金经理还是基金投资者都很关心这个问题。因此,基金持股组合的流动性和流动性风险作为基金主动管理行为的结果,其对基金业绩的影响也值得引起关注。资产流动性定价研究认为,在平均水平上低流动性股票会获得比高流动性股票更高的收益,即股票资产存在流动性溢价,并且其流动性溢价具有与市场流动性相关的非对称性。那么,以股票资产作为主要投资标的的股票型基金,是否会通过持有流动性差的股票来获取更高的收益?为此,本文提出第一个假设:

H1:基金存在流动性溢价,且基金的流动性溢价存在与市场流动性相关的非对称性。

同时,资产流动性风险定价研究发现,流动性贝塔高的股票在平均水平上会获得比流动性贝塔低的股票更高的收益率,股票资产具有流动性风险溢价,而且资产的流动性风险溢价具有与市场流动性相关的非对称性。为此,本文提出第二个假说:

H2:基金存在流动性风险溢价,且流动性风险溢价也具有非对称性。

如果说流动性和流动性风险都会对基金业绩产生溢价,究竟是流动性水平还是流动性风险对资产收益的作用更重要呢?目前学术界对这个问题没有一个统一的看法。Lou和Sadka(2011)对2008年金融危机期间的研究发现,相比流动性水平,流动性风险对股票横截面水平的收益具有更强的解释作用。Nguyen和Puri(2009)控制了Pástor和Stambaugh(2003)的市场流动性因子后,发现流动性仍然可以被定价,因此认为流动性水平对股票收益的影响并未被流动性风险所取代。为研究流动性和流动性风险何者对基金业绩具有更重要的影响,本文提出第三个假说:

H3:相对基金流动性风险而言,基金流动性对基金业绩的影响更为重要。

目前,基金市场上的流动性溢价和流动性风险溢价的研究比较少而且都集中于美国市场(Lynch和Yan,2012;Dong等,2014)。本文希望通过中国主动管理开放式股票型基金市场的研究,可以为基金经理的投资组合构建和中国基金投资者的基金选择提供一些理论依据和实证支持。

三、数据和基本指标构建

(一)数据来源

本文数据主要来源于Wind金融数据库和CSMAR数据库。中国基金市场中的基金从2003年上半年开始在年报和半年报中披露完整的股票持仓数据,因此本文使用半年度数据以最大化样本数量。同时,本文剔除股权分置改革前的样本,选择2007年1月至2014年6月作为样本期。由于研究重点关注主动管理开放式股票型基金,因此剔除平衡型、债券型货币型等其他类型基金以及指数型等被动型管理基金。此外,本文还剔除了持股比例小于60%、不足一个完整年度报告期的基金样本。

(二)流动性指标的选取

本文使用Amihud(2002)的非流动性来度量个股的流动性水平。定义股票*i*在月度*t*的非流动性水平为

$$Illiq_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|r_{i,d,t}|}{dvol_{i,d,t}} \quad (1)$$

其中, $D_{i,t}$ 为股票*i*在月度*t*的交易天数, $r_{i,d,t}$ 为股票*i*在月度*t*第*d*天的日度收益率, $dvol_{i,d,t}$ 为股票*i*在月度*t*第*d*天的日交易额。给定月份,若该股票当月交易天数 $D_{i,t} \geq 10$,则计算其非流动性,否则不将其纳入样本中。

定义市场非流动性为样本期内市场中所有样本股票的非流动性的平均值,即

$$Illiq_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} Illiq_{i,t} \quad (2)$$

其中, N_t 是月度*t*的股票支数。为了便于表达,定义市场流动性为市场非流动性的相反数,即

$$liq_t = -\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} Illiq_{i,t} \quad (3)$$

为了获得预期市场流动性和市场流动性新息,参考Lynch和Yan(2012)、梁丽珍和孔东民(2008)等,本

文假设月度市场流动性服从如下AR(2)过程:

$$liq_t = a + b \cdot liq_{t-1} + c \cdot liq_{t-2} + u_t \quad (4)$$

对(4)式进行回归,可估计得到参数 \hat{a} 、 \hat{b} 和 \hat{c} ,并获取残差序列 \hat{u}_t 。令

$$Expliq_t = \hat{a} + \hat{b} \cdot liq_{t-1} + \hat{c} \cdot liq_{t-2} \quad (5)$$

$$LiqInnov_t = \hat{u}_t \quad (6)$$

其中, $Expliq_t$ 是指在 $t-1$ 月对月度 t 的市场流动性的预期, $LiqInnov_t$ 是指基于 $t-1$ 月对月度 t 的预期市场流动性所形成的市场流动性新息。

对(4)式进行最小二乘估计并保留三位有效数字后得到如下结果^①:

$$Expliq_{t-1} = -0.016 + 0.698 \cdot liq_{t-1} + 0.105 \cdot liq_{t-2} \quad (7)$$

(三)基金流动性的度量

类似于 Phalippou 和 Massa(2005)、Yan(2008)、Lynch 和 Yan(2012), 本文以基金持股组合流动性作为基金流动性的代理指标, 它由使用基金持股比例作为权重对股票的流动性水平进行加权平均获得, 即

$$Fliq_{j,k} = - \sum_{i=1}^{n_{j,k}} w_{j,i,k} Illiq_{i,k} \quad (8)$$

其中, $Fliq_{j,k}$ 是基金 j 在第 k 期的流动性; $w_{j,i,k}$ 是基金 j 在第 k 期对股票 i 的持股比例, 这里的持股比例使用某股票持股市值占持股总市值的比例进行计算; $Illiq_{i,k}$ 是股票 i 在第 k 期的 Amihud 非流动性水平; $n_{j,k}$ 是基金 j 在第 k 期的持股支数。由于基金的持股明细每半年披露一次, 因此这里 k 的频率是半年; 股票半年度的非流动性水平使用半年度期间的月度股票非流动性平均值作为代理变量。

(四)基金流动性风险的度量

本文使用滚动回归模型来估计股票的流动性贝塔(流动性风险)^②。股票流动性贝塔使用股票超额收益对市场超额收益和市场流动性新息进行 OLS 回归, 回归模型如下:

$$SR_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{M,i,t} RMRF_t + \beta_{L,i,t} LiqInnov_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中, $SR_{i,t} = S_{i,t} - R_{f,t}$ 表示股票 i 在月度 t 的超额收益, $S_{i,t}$ 表示股票 i 在月度 t 的净收益; $RMRF_t = R_{m,t} - R_{f,t}$ 是月度 t 的市场超额收益, 这里 $R_{m,t}$ 是月度 t 的市场收益, 使用沪深 A 股股票的市值加权平均收益来计算; $R_{f,t}$ 是月度 t 的无风险收益, 这里使用一年期定期存款利率除以 12 作为代理; $LiqInnov_t$ 是市场流动性新息; $\beta_{M,i,t}$ 是股票 i 在月度 t 的市场贝塔, 也即市场风险敞口; $\beta_{L,i,t}$ 是股票 i 在月度 t 的流动性贝塔, 也即流动性风险敞口。类似于 Dong 等(2014), 本文使用最近 12 期(包括当前)的股票收益数据来计算股票的流动性风险, 但要求有至少 10 个月的数据。

本文以基金持股组合流动性风险作为基金流动性风险的代理指标^③, 使用基金持股比例作为权重对股票的流动性贝塔进行加权平均, 即

$$FBeta_{j,k} = \sum_{i=1}^{n_{j,k}} w_{j,i,k} \beta_{L,i,k} \quad (10)$$

由于基金的持股明细每半年披露一次, 因此这里 k 的频率是半年; 股票半年度的流动性贝塔使用半年

①使用 Newey-West 异方差和自相关一致的稳健标准误来计算参数的 t 值。三个回归参数相应的 t 值分别为 -2.177、6.471 和 0.972, $R^2 = 0.611$, $D - W = 1.98$ 。

②根据 Pástor 和 Stambaugh(2003)、Acharya 和 Pedersen(2005)、万孝园和杨朝军(2017)等的研究, 股票流动性风险定义为股票收益与未预期到的市场流动性变动之间的协方差水平。

③Lynch 和 Yan(2012)以及 Dong 等(2014)也使用基金收益对模型(5)-(9)直接估计来获得基金的流动性贝塔。但 Jiang 等(2007)认为基金持股水平的数据具有更丰富的信息, 而且 Lynch 和 Yan(2012)还认为使用持股组合流动性贝塔作为基金流动性风险的代理可以避免减少基金成立期初的样本损失。

度期间的月度股票流动性贝塔的平均值作为代理变量。

此外,参照 Lynch 和 Yan(2012)和刘莎莎等(2013),本文的控制变量还包括基金年龄、基金规模、基金家族规模、基金资金流量、持股集中度、换手率、基金费用率和现金持有比例等基金特征变量。其中,基金年龄(Age),被定义为样本基金在 CSMAR 数据中提供的首个收益率的时间点与 2014 年 6 月份之间的时间长度,使用年为度量单位。基金规模(TNA),使用基金资产净值作为基金规模的代理,本文以百万人民币为度量单位,为了控制变量的偏度,本文对变量 TNA 进行对数化。基金家族规模(FamTNA),指代基金对应的基金管理公司所管理基金的资产净值总和(扣除自身部分);通常来说,基金家族规模越大,基金可以从其家族中获取的帮助更大。基金的资金流量(Flow),本文定义基金的资金流量为扣除分红再投资后的基金资产净值增长率,即 $Flow_{j,t} = \frac{TNA_{j,t} - TNA_{j,t-1}(1 + R_{j,t})}{TNA_{j,t-1}}$, $TNA_{j,t}$ 是基金 j 在季度 t 的资产净值, $R_{j,t}$ 为季度 t 的复权后基金 j 净值增长率。该指标是基金资金流入比例的一个近似指标,它隐含假定基金的新增资金在季度末流入。如果 $Flow > 0$,则表示基金的申购水平超过了赎回水平,有新的现金流入基金;否则基金的赎回水平大于申购水平,表现为现金流出基金。因此,可以使用该指标来度量基金所面临的申购赎回的压力。持股集中度(HC),本文定义基金的持股集中度为基金持有股票数量的倒数,即 $HC_{j,t} = 1/n_{j,t}$, $n_{j,t}$ 表示基金 j 在第 t 个月持有的股票支数。基金的持股支数数据可以从基金每半年公布一次的半年报中的基金持仓明细中获得。持股集中度,可以衡量基金持股的分散化程度。 $HC_{j,t}$ 数值越大,则说明基金 j 持股的分散化程度越大;反之则越小。换手率(Turnover),本文将换手率定义为在半年度中股票买入总成本和股票卖出总收入两者最小值与当半年度的基金净值水平之比,即 $Turnover_{j,t} = \min(PurchaseCost_{j,t}, SaleIncome_{j,t})/TNA_{j,t}$ 。其中, $PurchaseCost$ 是基金在半年度报告中股票买入总成本, $SaleIncome$ 是半年度报告中股票卖出总收入。换手率主要可以度量基金交易股票的频率。基金费用率(EPR),定义为基金管理费用和托管费用之和。现金持有比例(Cash),定义为现金持有总额与基金净资产之比。

四、基金的流动性溢价分析

资产流动性定价研究认为,在平均水平上低流动性股票会获得比高流动性股票更高的收益,即股票资产存在流动性溢价,并且其流动性溢价具有与市场流动性相关的非对称性。那么,以股票资产作为主要投资标的的股票型基金,是否会通过持有流动性差的股票来获取更高的收益?为此,本文首先考察基金是否存在流动性溢价,即持有缺乏流动性的股票组合是否具有更高的收益,再进一步探讨基金的流动性溢价是否存在与市场流动性相关的非对称性。

(一)基金是否存在流动性溢价

借鉴 Jensen 和 Moorman(2010)以及 Ben-Rephael 等(2017)的方法,本文使用组合分析法和回归分析法来研究基金的流动性溢价。

1. 基于组合分析法的基金流动性溢价分析

在每半年度末(6月末或12月末),按照基金流动性水平将基金进行排序并且等分成十组,并将等分后的组合持有半个年度;其中,组别 1 表示流动性最好的基金组,组别 10 表示流动性最差的基金组,并以(8)式中的 $Fliq$ 表示基金组的平均流动性水平,使用组内各基金的流动性平均值作为代理。

然后在每一个月,计算每个基金组的月度平均业绩。本文使用基金超额收益率 ER 、单因子模型调整后收益率 α^S 、三因子模型调整后收益率 α^{3F} 和四因子模型调整后收益率 α^{4F} 等四个指标来反映基金的业

绩情况^①。

(1)基金超额收益率 ER 。

$$ER_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t} \quad (11)$$

其中, $R_{i,t}$ 是基金 i 在第 t 月的收益; $R_{f,t}$ 是第 t 月的无风险收益率, 本文使用一年期定期存款利率作为无风险收益率的代理变量。

(2)单因子模型调整后收益率 α^S 。

在每个月, 使用基金过去 12 个月(包括当月)的收益率数据, 按照模型(12)进行 OLS 回归, 估计 α_i 和 $\beta_{M,i}$; 然后按照(13)式计算每个月单因子模型调整后收益率 $\alpha_{i,t}^S$ 。

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_{M,i}RMRF_t + e_{i,t} \quad (12)$$

$$\alpha_{i,t}^S \equiv ER_{i,t} - \hat{\beta}_{M,i}RMRF_t \quad (13)$$

其中, $RMRF$ 是市场超额收益, 也即单因子模型中的市场因子。

(3)三因子模型调整后收益率 α^{3F} 。

在每个月, 使用基金过去 12 个月(包括当月)的收益率数据, 按照模型(14)进行 OLS 回归, 估计 α_i 、 $\beta_{SMB,i}$ 和 $\beta_{HML,i}$; 然后按照(15)式计算每个月三因子模型调整后收益率 $\alpha_{i,t}^{3F}$ 。

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_{M,i}RMRF_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + e_{i,t} \quad (14)$$

$$\alpha_{i,t}^{3F} \equiv ER_{i,t} - \hat{\beta}_{M,i}RMRF_t - \hat{\beta}_{SMB,i}SMB_t - \hat{\beta}_{HML,i}HML_t \quad (15)$$

其中, SMB 和 HML 分别是 Fama-French 三因子模型中的规模因子和账面市值比因子。

(4)四因子模型调整后收益率 α^{4F} 。

在每个月, 使用基金在过去 12 个月(包括当月)的收益率数据, 按照模型(16)进行 OLS 回归, 估计 α_i 、 $\beta_{M,i}$ 、 $\beta_{SMB,i}$ 、 $\beta_{HML,i}$ 和 $\beta_{UMD,i}$; 然后按照(17)式计算每个月四因子模型调整后收益率 $\alpha_{i,t}^{4F}$ 。

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_{M,i}RMRF_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{UMD,i}UMD_t + e_{i,t} \quad (16)$$

$$\alpha_{i,t}^{4F} \equiv ER_{i,t} - \hat{\beta}_{M,i}RMRF_t - \hat{\beta}_{SMB,i}SMB_t - \hat{\beta}_{HML,i}HML_t - \hat{\beta}_{UMD,i}UMD_t \quad (17)$$

其中, UMD 是 Carhart 四因子模型中的动量因子。

在此基础上, 对每个基金组计算超额收益 ER 和经风险调整的基金收益 α^S 、 α^{3F} 和 α^{4F} 在时间序列上的加权平均值, 结果见表 1。

表 1 显示, 流动性最好的组别 1 的流动性水平为 -0.013; 而流动性最差的组别 10 的流动性水平为 -0.051, 大约是组别 1 的 4 倍。进一步, 从基金超额收益和单因子模型调整后收益率两者来看, 在 10% 的显著水平上, 流动性最差的组别 10 与流动性最好的组别 1 的业绩表现在统计上无差异; 但从三因子模型调整后收益率和四因子模型调整后收益率来看, 在 10% 的显著水平上, 流动性最差的组别 10 比之流动性最好的组别 1 有更好的业绩表现, 并且每个月的差距大约在 0.6%-0.7% 之间。同时, 根据流动性组别收益情况, 随着组别的流动性水平变差, 其超额收益和风险调整后收益也会随之增加。研究结果表明, 基金业绩与流动性水平之间呈负向关系, 基金存在流动性溢价。由此, H1 的前半部分得以验证。

^①SMB、HML 和 UMD 的计算参考了肖峻和石劲(2011)、申宇等(2013)等人的方法, 其中股票市值使用股票流通股市值作为代表, 构造 SMB 变量的分组时间点调整为 4 月底。

表1 基金的流动性溢价

流动性组合	基于平均加权的收益(%)					基于市值加权的收益(%)			
	Fliq	ER	α^S	α^{3F}	α^{4F}	ER	α^S	α^{3F}	α^{4F}
1	-0.013	-0.182	-0.002	0.028	0.070	-0.178	-0.007	0.029	0.073
2	-0.017	-0.132	0.081	0.094	0.132	-0.147	0.065	0.089	0.116
3	-0.021	-0.000	0.149	0.201	0.341	-0.003	0.125	0.193	0.333
4	-0.023	0.026	0.146	0.161	0.214	-0.019	0.116	0.115	0.170
5	-0.025	-0.035	0.074	0.106	0.250	-0.075	0.047	0.105	0.261
6	-0.028	0.211	0.310	0.275	0.339	0.181	0.268	0.228	0.288
7	-0.031	0.167	0.315	0.316	0.396	0.190	0.329	0.328	0.426
8	-0.034	0.311	0.467	0.480	0.579	0.304	0.467	0.474	0.578
9	-0.038	0.242	0.429	0.430	0.524	0.251	0.459	0.472	0.584
10	-0.051	0.493	0.606	0.660	0.749	0.511	0.638	0.684	0.785
10-1	-0.038	0.675	0.608	0.633*	0.680*	0.689	0.644	0.655*	0.712*
		(0.62)	(1.35)	(1.69)	(1.75)	(0.63)	(1.41)	(1.73)	(1.82)

注：“10-1”表示流动性组合10与1之间的差别。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内为t检验值。下同。

尽管使用组合分析法可以直观地观察到基金流动性与基金业绩之间的关系,但根据以往的研究,基金的特征对基金业绩也存在显著影响(Chen等,2004;Yan,2008)。事实上,基金的流动性水平可能与其他基金特征具有一定的相关性。

表2 基金的流动性与其他基金特征

	Fliq	Age	Turnover	ln(FamTNA)	ln(TNA)	Flow	EPR	Ca sh	HC
1	-0.013	3.474	1.487	10.530	8.078	0.039	0.020	0.115	0.023
2	-0.017	3.642	1.688	10.402	8.018	0.003	0.021	0.109	0.019
3	-0.021	3.350	1.670	10.312	7.970	-0.022	0.020	0.120	0.019

4	-0.023	3.100	1.891	10.321	7.809	-0.106	0.022	0.120	0.019
5	-0.025	3.167	1.905	10.202	7.749	0.049	0.021	0.116	0.019
6	-0.028	2.941	2.034	10.105	7.498	-0.016	0.022	0.114	0.018
7	-0.031	2.986	2.063	10.074	7.484	-0.079	0.022	0.123	0.019
8	-0.034	2.859	2.465	10.108	7.310	-0.043	0.024	0.124	0.019
9	-0.038	2.875	2.365	10.004	7.197	-0.156	0.023	0.124	0.021
10	-0.051	2.613	2.491	10.012	6.902	0.051	0.023	0.116	0.021
10-1	-0.038	-0.861	1.005	-0.518	-1.176	0.013	0.003	0.001	-0.002

表2描述了不同流动性组别对应的基金特征水平,由此可见,基金流动性与基金年龄之间存在正相关关系,越年轻的基金,其流动性水平往往越差。基金流动性与基金换手率之间存在负向关系,流动性越差的基金具有更高的交易频率。同时,基金家族规模越大,基金规模越大,基金流动性也越好。

2.基于多元回归模型的基金流动性溢价分析

为了更准确地考察基金流动性对基金收益的影响,本文采取多元回归模型来研究二者关系。由于基金流动性和其他特征变量都是半年度数据,而被解释变量是月度数据,类似于Chen等(2004)、Yan(2008)和申宇等(2013)的做法,本文使用Fama-MacBeth的横截面回归方法进行实证研究。

Fama-MacBeth回归方法如下:

第一步,对所有样本基金在横截面水平上,进行如下回归:

$$Re\ tadjust_{i,t} = \mu_t + \varphi_t Fliq_{i,k-1} + \Theta_t X_{i,k-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

其中, $Re\ tadjust_{i,t}$ 代表基金 i 在 t 月的收益率 $ER_{i,t}$ 或者经风险调整后的收益 $\alpha_{i,t}^S$ 、 $\alpha_{i,t}^{3F}$ 和 $\alpha_{i,t}^{4F}$; $Fliq_{i,k-1}$ 是基金 i 在 $k-1$ 半年度的流动性(t 月落在第 k 个半年度上), $X_{i,k-1}$ 代表基金在上一个半年度上的特征向量,主要包括基金规模、基金家族规模、基金年龄、持股集中度、换手率和费用率等。为了控制基金特征变量的偏度,参考Chen等(2004)、Phalippou和Massa(2005),本文对基金规模和基金家族规模取对数。为了控制异常值,对基金特征变量进行了1%和99%水平上的截尾处理。

第二步,计算 $\varphi = \sum_t \varphi_t$; 其中, φ 反映了控制其他基金特征后,基金流动性对基金业绩的影响。

表3 基金流动性与基金业绩的Fama-MacBeth分析

被解释变量	ER (%)	α^S (%)	α^{3F} (%)	α^{4F} (%)
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fliq</i>	-21.380*** (-3.06)	-20.680*** (-2.84)	-20.140*** (-2.65)	-20.360*** (-2.78)
<i>Age</i>	-0.029 (-1.43)	-0.032* (-1.73)	-0.043* (-1.96)	-0.045* (-1.81)
<i>Turnover</i>	-0.054 (-0.63)	-0.076 (-0.82)	-0.011 (-0.12)	-0.028 (-0.32)
<i>ln (FamTNA)</i>	0.068*** (3.44)	0.072*** (2.69)	0.086*** (2.71)	0.083** (2.31)
<i>ln (TNA)</i>	-0.030** (-2.11)	-0.034** (-2.14)	-0.027* (-1.82)	-0.026* (-1.82)
<i>Flow</i>	-0.073 (-0.95)	-0.020 (-0.21)	-0.014 (-0.14)	-0.025 (-0.21)
<i>EPR</i>	0.057 (0.00)	0.661 (0.04)	-2.297 (-0.14)	0.649 (0.04)
<i>Cash</i>	0.240 (0.61)	0.288 (0.67)	0.197 (0.45)	0.202 (0.43)
<i>HC</i>	-0.836 (-0.23)	-0.834 (-0.21)	-0.425 (-0.11)	-0.533 (-0.13)
<i>Constant</i>	-0.765 (-0.74)	-0.555 (-1.18)	-0.639 (-1.34)	-0.639 (-1.20)
<i>Obs</i>	17705	17705	17705	17705
R^2	0.159	0.143	0.125	0.119

表3报告了基金流动性与基金业绩的Fama-MacBeth横截面回归结果,控制了其他基金特征变量后,基金流动性对基金业绩(ER、 α^S 、 α^{3F} 、 α^{4F})的系数在5%的显著性水平下显著为正,这说明了流动性差的基金在下一期的基金业绩更好。以表3结果(4)为例,基金流动性的回归系数是-20.36,表明基金的流动性水平每降低1个单位,下一期的基金业绩会显著增加0.204。根据表2,流动性最差组比流动性最好组的流动性低0.038个单位,因此基金投资者持有流动性最差组的收益比持有流动性最好组的收益每个月高了0.76%。Phalippou和Massa(2005)认为,在效率高的基金市场上,基金流动性与基金业绩在横截面水平上应该是无关的,而本研究得出二者显著相关的结论,侧面反映出目前国内基金市场的效率还有待进一步提

高。基金年龄的系数在10%的显著性水平上显著为负,说明年轻基金的业绩更好。基金家族规模在5%的显著性水平上显著为正,说明了基金家族规模越大,能够给予基金的帮助越多。基金规模对基金业绩的影响在10%的显著性水平上显著为负,说明基金规模越大,其业绩越差,证实了基金存在规模不经济效应。这些结论与Chen等(2004)、Yan(2008)和申宇等(2013)的结果基本一致。

(二)基金流动性溢价是否存在非对称性

Lynch和Yan(2012)等研究发现,当市场流动性受到负向冲击时,基金流动性溢价会变小甚至反转。为了检验基金流动性溢价的非对称性,参考Lynch和Yan(2012),本文使用市场流动性“新息”作为市场流动性的状态变量。当市场流动性“新息”LiqInnov为正时,市场流动性受到正向冲击,市场流动性趋好,记为 $L_t = 1$;当市场流动性“新息”LiqInnov为负时,市场流动性受到负向冲击,市场流动性变差,记为 $L_t = 0$ 。通过变量L可以把全体样本分为市场流动性受正向冲击期 $L = 1$ 和市场流动性受负向冲击期 $L = 0$ 。进一步使用模型(18)分别研究当市场流动性受正向冲击和负向冲击的不同情况下,基金流动性溢价的变化情况。

表4报告了分样本的研究结果。在市场流动性受正向冲击时,基金流动性对基金业绩(ER 、 α^S 、 α^{3F} 、 α^{4F})的影响在1%的显著性水平下显著为正;而在市场流动性受负向冲击时,基金流动性对基金业绩的影响在10%的显著性水平下不显著。可见,基金的流动性溢价受到市场流动性状态的影响,呈现出非对称特征。对比表4和表3,当 $L = 1$ 时,基金流动性的系数都降低了,而 $L = 0$ 时,基金流动性的系数则出现升高,说明在市场流动性变差时期,流动性差的基金其业绩并未有更好表现,而为了在平均水平上产生流动性溢价,流动性差的基金在市场流动性趋好时会获得更多的流动性补偿。以表4结果中的(7)和(8)为例,当 $L = 1$ 时,基金流动性的回归系数是-27.69,即基金的流动性水平每降低0.01,在下一期基金业绩显著增加0.277%;而当 $L = 0$ 时,基金流动性的回归系数是-10.09,即基金的流动性水平每降低0.01,在下一期基金业绩将增加0.100%。显然,在市场流动性负向冲击时,基金流动性溢价要降低,这是由于市场流动性受负向冲击时,流动性好的股票比流动性差的股票有更好的表现(Jensen和Moorman, 2010; Ben-Rephael, 2017)。由此可见,基金流动性溢价存在明显的非对称性,H1的后半部分得以验证。

表4 基金流动性与基金业绩的分样本Fama-MacBeth分析

被解释变量	ER (%)		α^S (%)		α^{3F} (%)		α^{4F} (%)	
	L = 0	L = 1	L = 0	L = 1	L = 0	L = 1	L = 0	L = 1
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Fliq	-12.320 (-0.98)	-27.850*** (-3.51)	-10.840 (-0.86)	-27.710*** (-3.22)	-11.020 (-0.80)	-26.650*** (-3.11)	-10.090 (-0.77)	-27.690*** (-3.32)
Fund Characteristics	Controls	Controls	Controls	Controls	Controls	Controls	Controls	Controls
Obs	7489	10216	7489	10216	7489	10216	7489	10216
R ²	0.154	0.163	0.144	0.142	0.125	0.124	0.119	0.120

五、基金的流动性风险溢价

资产流动性风险定价研究发现,流动性贝塔高的股票在平均水平上会获得比流动性贝塔低的股票更高的收益率,即股票资产具有流动性风险溢价,而且资产的流动性风险溢价具有与市场流动性相关的非对称性。接下来,本文将针对假说H2探讨基金持有流动性贝塔高的股票是否具有更高的基金业绩,并且这种流动性风险溢价是否与市场流动性的状态有关?

(一)基金是否存在流动性风险溢价

与前文基金流动性溢价的研究类似,本文使用组合分析法来研究基金流动性风险溢价。首先,在每半年度末(6月末或12月末),按照基金流动性贝塔水平将基金进行排序并且等分成十组,并将等分后的组合持有半个年度;其中,组别1表示流动性贝塔最小的基金,组别10表示流动性贝塔最大的基金。其次,在每一个月,计算每个基金组的月度平均业绩。最后,对每个基金组,计算超额收益ER、经风险调整的基金收益 α^S 、 α^{3F} 和 α^{4F} 在时间序列上的加权平均值,结果如表5所示。

根据表5,流动性贝塔最大的组别10的流动性贝塔为0.765,即当市场流动性“新息”降低0.01时,基金净收益也相应降低0.765%;而流动性贝塔最低的组别1的流动性贝塔为-0.222,即当市场流动性新息降低0.01时,基金净收益相应增加0.222%。可见流动性贝塔最大基金的基金净收益与市场流动性正相关,而流动性贝塔最小基金的净收益与市场流动性负相关。

表5 基金的流动性风险溢价

流动性风险组合	基于平均加权的收益(%)					基于市值加权的收益(%)			
	Fbeta	ER	α^S	α^{3F}	α^{4F}	ER	α^S	α^{3F}	α^{4F}
1	-0.222	0.095	-0.099	-0.113	-0.059	0.059	-0.122	-0.125	-0.071
2	0.017	0.210	0.075	0.064	0.145	0.159	0.022	0.010	0.107
3	0.116	0.206	-0.014	0.004	0.000	0.160	-0.027	-0.020	-0.021
4	0.187	0.135	-0.047	-0.050	-0.077	0.116	-0.078	-0.059	-0.118
5	0.248	0.163	-0.025	0.013	0.040	0.132	-0.051	-0.033	0.008
6	0.310	0.219	0.009	-0.072	-0.053	0.191	-0.025	-0.131	-0.103
7	0.377	0.290	0.171	0.159	0.188	0.263	0.135	0.117	0.151
8	0.460	0.335	0.225	0.260	0.258	0.319	0.198	0.256	0.275
9	0.553	0.302	0.151	0.123	0.147	0.271	0.117	0.104	0.113

10	0.765	0.600	0.469	0.427	0.453	0.585	0.464	0.449	0.479
10-1	0.987	0.504 (0.49)	0.569 (1.21)	0.539 (1.34)	0.512 (1.26)	0.526 (0.50)	0.586 (1.21)	0.574 (1.35)	0.550 (1.30)

表5表明,不论是基金超额收益 ER 还是风险调整后收益率 α^S 、 α^{3F} 、 α^{4F} ,在10%的显著水平上,流动性贝塔最大组在下一期的业绩表现并不比流动性贝塔最小组的更好,但两组的业绩每个月大约相差0.6%。根据收益情况,随着基金组的流动性贝塔增加,基金组的超额收益和风险调整后收益均会相应增加。因此,基金业绩与其流动性风险敞口之间呈正向关系。

表6 基金流动性贝塔与其他基金特征

	Fbeta	Fliq	Age	Turnover	ln(FamTNA)	ln(TNA)	Flow	EPR	Cash	HC
1	-0.222	-0.022	3.175	2.031	10.288	7.550	0.033	0.023	0.107	0.021
2	0.017	-0.024	3.314	1.955	10.277	7.815	-0.023	0.022	0.106	0.019
3	0.116	-0.026	3.145	2.188	10.081	7.587	-0.076	0.023	0.123	0.019
4	0.187	-0.026	3.407	1.998	10.271	7.652	-0.057	0.023	0.112	0.019
5	0.248	-0.027	3.465	2.100	10.285	7.811	-0.031	0.023	0.114	0.019
6	0.310	-0.029	3.416	2.094	10.369	7.700	-0.029	0.022	0.112	0.019
7	0.377	-0.031	3.309	2.192	10.200	7.613	-0.058	0.023	0.121	0.019
8	0.460	-0.033	2.994	2.388	10.202	7.475	-0.034	0.024	0.112	0.019
9	0.553	-0.032	2.870	2.273	10.277	7.439	-0.049	0.024	0.110	0.020
10	0.765	-0.036	2.672	2.409	10.187	7.222	0.050	0.024	0.116	0.022
10-1	0.987	-0.014	-0.504	0.378	-0.101	-0.328	0.018	0.000	0.008	0.001

本文同样关注于基金流动性贝塔与其他基金特征之间的关系。从表6可以看到,基金的流动性贝塔与基金流动性之间存在负向关系,因为流动性风险高的股票通常具有更高的非流动性(Acharya和Pedersen, 2005)。并且,年轻的基金通常具有更高的流动性贝塔。在统计意义上,表5中的结果并未发现基金存在流动性风险溢价。为了更准确的考察基金流动性贝塔对基金收益的影响,本文采取多元回归模型来研究二者关系,同样使用Fama-MacBeth横截面回归方法进行实证分析。

Fama-MacBeth的回归方程如下:

$$Re\ tadjust_{i,t} = \mu_t + \phi_t Fbeta_{i,k-1} + \Theta_t X_{i,k-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

其中, $Re\ tadjust_{i,t}$ 代表基金 i 在 t 月的收益率 $ER_{i,t}$ 或者经风险调整后收益 $\alpha_{i,t}^S$ 、 $\alpha_{i,t}^{3F}$ 和 $\alpha_{i,t}^{4F}$; $Fbeta_{i,k-1}$ 是基金 i 在 k-1 半年度的流动性贝塔(t 月落在第 k 个半年度上), $X_{i,k-1}$ 代表基金在上一个半年

度上的特征向量,主要包括基金规模、基金家族规模、基金年龄、持股集中度、换手率和费用率等。

在此基础上,计算 $\Phi = \sum_t \phi_t$; 其中, ϕ 反映了控制其他基金特征后,基金流动性贝塔对基金业绩的影响。

表7 基金流动性贝塔与基金业绩的Fama-MacBeth分析

被解释变量	ER (%)	α^S (%)	α^{3F} (%)	α^{4F} (%)
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fbeta</i>	0.382 (1.65)	0.448* (1.82)	0.414 (1.63)	0.396 (1.55)
<i>Age</i>	-0.022 (-1.35)	-0.025 (-1.63)	-0.047** (-2.36)	-0.046* (-1.98)
<i>Turnover</i>	0.072 (0.79)	0.019 (0.17)	0.102 (0.87)	0.097 (0.91)
<i>ln (FamTNA)</i>	0.057*** (2.77)	0.061** (2.39)	0.078** (2.45)	0.083** (2.34)
<i>ln (TNA)</i>	-0.034** (-2.02)	-0.044** (-2.29)	-0.037** (-2.00)	-0.030* (-1.71)
<i>Flow</i>	-0.084 (-0.53)	0.164 (0.90)	0.184 (1.01)	0.191 (0.92)
<i>EPR</i>	-8.852 (-0.45)	1.643 (0.08)	-13.17 (-0.53)	-12.31 (-0.53)
<i>Cash</i>	-0.036 (-0.10)	0.137 (0.33)	-0.239 (-0.62)	-0.151 (-0.38)
<i>HC</i>	-3.067 (-0.66)	-4.720 (-0.94)	-6.099 (-1.24)	-7.200 (-1.47)
<i>Constant</i>	-0.085 (-0.09)	-0.214 (-0.43)	-0.246 (-0.45)	-0.341 (-0.58)
<i>Obs</i>	14670	14670	14670	14670
R^2	0.149	0.134	0.118	0.113

表7报告了基金流动性贝塔与基金业绩的Fama-MacBeth横截面回归结果,控制了其他基金特征变量后,基金流动性贝塔系数对基金业绩 α^S 在10%的显著性水平下存在显著正向影响,对 ER、 α^{3F} 、 α^{4F} 的影响虽然为正但在10%的显著性水平下不显著,说明在统计意义上,基金流动性贝塔对基金业绩的影响并不显著。

(二)基金的流动性风险溢价是否具有非对称性

同样使用模型(19)分别在样本期 $L=1$ 和 $L=0$ 上,研究当市场流动性分别受到正向冲击和负向冲击时,基金流动性风险溢价的变化情况。

表8为分样本回归的结果。当市场流动性受正向冲击时,基金流动性风险对基金业绩(ER、 α^S 、 α^{3F} 、 α^{4F})的影响在10%的显著性水平上显著为正;而当市场流动性受负向冲击时,基金流动性风险对基金业绩

的影响在10%的显著性水平上不显著。可见,基金流动性风险溢价受到市场流动性状态的影响。对比表8和表7,在样本期上,基金流动性贝塔的系数均显著提高。以表8中的(7)和(8)的结果为例,当L=1时,基金流动性风险的回归系数是0.531且在10%的显著性水平下显著,这意味着基金的流动性贝塔每提高0.1,在下一期基金业绩将显著增加0.053%;而当L=0时,基金流动性风险的回归系数并不显著。研究表明,当L=1时,基金流动性贝塔对于基金业绩存在显著的正向影响,即市场流动性趋好时基金的流动性风险溢价才会存在,这是由于市场流动性受负向冲击时,流动性风险溢价相应减少甚至反转为负(Acharya等,2013)。由此,假说H2的后半部分假设得以验证。

表8 基金流动性贝塔与基金业绩的分样本Fama-MacBeth分析

被解释变量	ER (%)		α^S (%)		α^{3F} (%)		α^{4F} (%)	
	L=0	L=1	L=0	L=1	L=0	L=1	L=0	L=1
样本期								
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Fbeta	0.343 (0.73)	0.407* (1.74)	0.391 (0.78)	0.484* (1.93)	0.297 (0.59)	0.489* (1.83)	0.184 (0.37)	0.531* (1.95)
Fund Characteristics	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	6016	8654	6016	8654	6016	8654	6016	8654
R ²	0.159	0.143	0.152	0.122	0.130	0.110	0.124	0.106

六、流动性溢价更重要还是流动性风险溢价更重要

前文通过组合分析法和回归分析法研究发现,基金存在显著的流动性溢价,但不存在显著的流动性风险溢价。

而由6可知,基金的流动性贝塔与基金流动性之间具有负相关性。基金流动性贝塔最小组和最大组的流动性水平分别为-0.022和-0.036,落在流动性贝塔组别3和9之间。由表1可知,组别9与3的业绩差(ER, α^S , α^{3F} , α^{4F})为(0.242%,0.280%,0.229%,0.183%),可以解释组别10与1业绩差别的48.01%、49.21%、42.49%和35.74%^①。

因此,为了厘清基金流动性和流动性贝塔对基金业绩的影响,本文同时考察基金流动性与流动性贝塔对下一期基金业绩的影响,建立如下Fama-MacBeth回归方程:

$$Re\text{t}adjust_{i,t} = \mu_t + \varphi_t Fliq_{i,k-1} + \phi_t Fbeta_{i,k-1} + \Theta_t X_{i,k-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

分别计算 $\varphi = \sum_t \varphi_t$, $\phi = \sum_t \phi_t$ 。其中, φ 反映了控制基金流动性贝塔和其他基金特征后,基金流动

^①流动性贝塔组别10与1业绩差(ER, α^S , α^{3F} , α^{4F})为(0.504%,0.569%,0.539%,0.512%)。

性对基金业绩的影响; ϕ 反映了控制基金流动性和其他基金特征后,基金流动性贝塔对基金业绩的影响。

表9是模型(20)的回归结果。根据表9,控制基金流动性贝塔和其他基金特征,基金流动性对被解释变量(基金业绩)的系数 ER 、 α^S 、 α^{3F} 、 α^{4F} 在1%的显著性水平下显著;但控制基金流动性和其他基金特征后,基金流动性贝塔对被解释变量(基金业绩)的系数 ER 、 α^S 、 α^{3F} 、 α^{4F} 在10%的显著性水平下均不显著。这表明,基金存在流动性溢价而不存在流动性风险溢价,与前文的结果一致。对比表3与表9发现,在控制了基金流动性贝塔后,基金流动性的系数增大了。以四因子模型调整后收益 α^{4F} 为例,表9中基金流动性的系数为-18.02,而表3中基金流动性的系数为-20.36,控制流动性风险后,流动性最差组与最好组之间的月度业绩差由0.76%减少到0.68%^①。对比表8与表9发现,在控制了基金流动性后,基金流动性贝塔的系数降低了。以四因子模型调整后收益 α^{4F} 为例,表9中基金流动性贝塔的系数为0.303,而在表8中,基金流动性贝塔的系数为0.396,即控制流动性后,流动性贝塔最大组与最小组之间的月度业绩差由0.395%减少到0.299%^②。

由上可知,基金业绩更多反映在基金流动性水平上的差异,而对于流动性风险的影响并没有得到明显的体现。因此,从某种意义上来说,对于基金业绩,基金流动性比基金流动性风险相对更为重要。

表9 基金流动性、流动性贝塔与基金业绩的Fama-MacBeth分析

被解释变量	ER (%)	α^S (%)	α^{3F} (%)	α^{4F} (%)
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Fliq	-19.370*** (-3.07)	-19.580*** (-3.01)	-17.590*** (-2.75)	-18.020*** (-2.89)
Fbeta	0.289 (1.42)	0.289 (1.42)	0.349 (1.51)	0.303 (1.28)
Age	-0.024 (-1.50)	-0.027* (-1.86)	-0.047** (-2.54)	-0.048** (-2.13)
Turnover	0.029 (0.35)	-0.023 (-0.23)	0.069 (0.62)	0.063 (0.62)
ln(FamTNA)	0.063*** (3.21)	0.067*** (2.69)	0.086*** (2.69)	0.091** (2.57)
ln(TNA)	-0.080** (-2.31)	-0.083** (-2.50)	-0.064* (-1.81)	-0.069* (-1.92)
Flow	-0.153 (-0.93)	0.089 (0.46)	0.133 (0.69)	0.128 (0.57)
EPR	-3.808 (-0.19)	6.213 (0.28)	-9.286 (-0.37)	-8.567 (-0.37)
Ca sh	0.053 (0.14)	0.226 (0.55)	-0.155 (-0.41)	-0.056 (-0.14)
HC	-2.147 (-0.46)	-4.048 (-0.80)	-5.611 (-1.14)	-6.372 (-1.31)
Constan t	-0.774 (-0.75)	-0.892 (-1.57)	-0.826 (-1.36)	-0.983 (-1.54)

① SMB、HML和UMD的计算参考了肖峻和石劲(2011)、申宇等(2013)等人的方法,其中股票市值使用股票流通股市值作为代表,构造SMB变量的分组时间点调整为4月底。

Obs	14670	14670	14670	14670
R ²	0.194	0.173	0.145	0.139

前文的分样本分析认为,基金的流动性溢价和流动性风险溢价受到明显的非对称影响,在市场流动性受到正向冲击时,基金存在显著的流动性溢价和流动性风险溢价;但是在市场流动性受到负向冲击时,流动性差的基金和流动性风险高的基金并未显示出更高的收益。为了进一步探讨不同市场流动性状态下,基金流动性与基金流动性风险对基金业绩的影响,本文在模型(20)的基础上,分别在样本期 L = 0 和 L = 1 上进行实证分析。

表10 基金流动性、流动性贝塔与基金业绩的分样本Fama-MacBeth分析

被解释变量	ER (%)		α^S (%)		α^{3F} (%)		α^{4F} (%)	
	L = 0	L = 1	L = 0	L = 1	L = 0	L = 1	L = 0	L = 1
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
样本期								
Fliq	-12.100 (-0.95)	-23.990*** (-3.70)	-12.610 (-1.00)	-24.020*** (-3.42)	-11.980 (-0.96)	-21.160*** (-3.06)	-10.760 (-0.91)	-22.640*** (-3.25)
Fbeta	0.300 (0.72)	0.282 (1.38)	0.340 (0.75)	0.373 (1.63)	0.239 (0.51)	0.420* (1.79)	0.135 (0.28)	0.409* (1.68)
Fund Characteristics	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	6016	8654	6016	8654	6016	8654	6016	8654
R ²	0.203	0.188	0.194	0.159	0.161	0.136	0.151	0.131

表10报告了回归结果。当市场流动性受到负向冲击时,基金流动性与基金流动性风险对基金业绩的影响都不显著,这是由于目前国内股票市场尚不够成熟,散户投资者占比较高,羊群效应更为突出,当市场流动性变差时,更容易产生市场恐慌,进而导致股票市场发生同步性下跌;而当市场流动性受到正向冲击时,基金流动性对基金业绩 ER、 α^S 、 α^{3F} 、 α^{4F} 在1%的显著性水平下显著,基金流动性风险对基金业绩 α^{3F} 、 α^{4F} 在10%的显著性水平上显著。研究结果进一步体现了,市场流动性受到冲击时,基金的流动性溢价和流动性风险溢价所体现出的非对称影响,即只有在市场流动性受到正向冲击时,基金流动性和流动性风险均会对基金业绩产生显著影响。

七、结论

本文实证研究了基金流动性和流动性风险对基金业绩的影响。使用组合分析法的实证研究发现,中国主动管理开放式股票型基金存在显著的流动性溢价,但不存在显著的流动性风险溢价。而使用 Fama-MacBeth 横截面回归方法实证研究发现,在横截面水平上,基金存在显著的流动性溢价,但不存在显著

的流动性风险溢价。在同时考虑基金流动性与流动性风险对基金业绩的影响时,使用Fama-MacBeth的横截面回归方法实证发现,基金流动性对基金业绩的影响依然显著,但基金流动性风险对基金业绩的回归系数在10%的显著性水平下不显著。因此,相对基金流动性风险而言,基金流动性对基金业绩的影响更为重要。

为了检验基金的流动性溢价和流动性风险溢价的非对称性,本文把样本分为市场流动性受正向冲击期和市场流动性受负向冲击期两个子样本,并进行分样本的Fama-MacBeth横截面回归。结果发现,在市场流动性受正向冲击时,基金存在显著的流动性溢价和流动性风险溢价。在回归模型中同时引入流动性和流动性风险后,两者对基金业绩都有显著的影响。但在市场流动性受负向冲击时,基金则不存在流动性溢价和流动性风险溢价。

本文的研究具有丰富的理论意义和现实意义。就理论来说,本文一方面丰富了基金特征对基金业绩影响的研究,以往主要关注于基金规模、基金流量等基金特征对基金业绩的影响,针对基金流动性和流动性风险的文章较少,本文在一定程度上对该领域的研究提供了中国基金市场的实证依据;另一方面,本文丰富了流动性和流动性风险定价研究,以开放式基金作为研究对象拓宽了该领域的研究视角。就现实意义而言,本文的研究结论对基金投资者选择基金具有一定的指导意义和参考价值,在市场流动性趋好的时候,选择持有流动性差和流动风险高的基金能获得更好的收益。

参考文献

- [1]李仲飞、黄宇元、邓柏峻,2013,《基金存在流动性择时能力吗?——基于中国主动管理开放式股票型基金的实证研究》,《金融经济研究》第2期,108-118。
- [2]梁丽珍和孔东民,2008,《中国股市的流动性指标定价研究》,《管理科学》第3期,85-93。
- [3]刘莎莎、刘玉珍、唐涯,2013,《信息优势,风险调整与基金业绩》,《管理世界》第8期,67-76。
- [4]麦元勋,2006,《流动性与股票收益:来自我国股市的时间序列实证分析》,《广东商学院学报》第4期,54-58。
- [5]申宇、赵静梅、何欣,2013,《基金未公开的信息:隐形交易与投资业绩》,《管理世界》第8期,53-66。
- [6]万孝园和杨朝军,2017,《流动性风险定价研究综述》,《投资研究》第2期,101-110。
- [7]肖峻和石劲,2011,《基金业绩与资金流量:我国基金市场存在“赎回异象”吗?》,《经济研究》第1期,112-125。
- [8]谢赤、张太原、曾志坚,2007,《中国股票市场存在流动性溢价吗?——股票市场流动性对预期收益率影响的实证研究》,《管理世界》第11期,36-47。
- [9]张浩、黄宇元、王斌,2017,《经理存在动态流动性偏好吗?——基于中国基金市场的证据》,《证券市场导报》第8期,51-62。
- [10]张玉龙和李怡宗,2013,《随机折现因子方法的流动性定价机制研究》,《管理世界》第10期,35-48。
- [11]周芳和张维,2011,《股票市场流动性风险溢价研究》,《金融研究》第5期,194-206。
- [12]邹小芄、黄峰、杨朝军,2009,《流动性风险,投资者流动性需求与资产定价》,《管理科学学报》第6期,139-149。
- [13]Acharya V. V. and L. H. Pedersen, 2005, "Asset Pricing with Liquidity Risk", *Journal of financial Economics* ,77(2), pp. 375-410.
- [14]Acharya V. V., Y. Amihud and S. T. Bharath, 2013, "Liquidity Risk of Corporate Bond Returns: Conditional Approach", *Journal of Financial Economics*, 110(2), pp. 358-386.
- [15]Amihud Y., 2002, "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects", *Journal of financial markets*, 5 (1), pp. 31-56.
- [16]Amihud Y. and H. Mendelson, 1986, "Liquidity and Stock Returns", *Financial Analysts Journal*, 42(3), pp. 43-48.
- [17]Ben-Rephael A. 2017, "Flight-to-liquidity, Market Uncertainty, and the Actions of Mutual Fund Investors", *Journal of Financial Intermediation*.
- [18]Chen J., H. Hong, M. Huang and J. D. Kubik, 2004, "Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of

- Liquidity and Organization”, *The American Economic Review*, 94(5), pp. 1276-1302.
- [19] Dong X., S. Feng and R. Sadka, 2012, “Does Liquidity Beta Predict Mutual-fund Alpha”, Working paper.
- [20] Huberman G. and D. Halka, 2001, “Systematic Liquidity”, *Journal of Financial Research*, 24(2), pp. 161-178.
- [21] Jensen G. R. and T. Moorman, 2010, “Inter-temporal Variation in the Illiquidity Premium”, *Journal of Financial Economics*, 98(2), pp. 338-358.
- [22] Jiang G. J., T. Yao, T. and T. Yu, 2007, “Do Mutual Funds Time the Market? Evidence from Portfolio Holdings”, *Journal of Financial Economics*, 86(3), pp. 724-758.
- [23] Liu W., 2006, “A Liquidity-augmented Capital Asset Pricing Model”, *Journal of Financial Economics*, 82(3), pp. 631-671.
- [24] Lo A. W., C. Petrov and M. Wierzbicki, 2006, “It's 11 Pm—Do You Know Where Your Liquidity Is?: The Mean - Variance - Liquidity Frontier”, In *The World of Risk Management*, pp. 47-92.
- [25] Lou X. and R. Sadka, 2011, “Liquidity Level or Liquidity Risk? Evidence From the Financial Crisis”, *Financial Analysts Journal*, 67(3), pp.51-62.
- [26] Lynch A. A., X. S. Yan, 2012, “Liquidity, Liquidity risk and the Cross Section of Mutual Fund Returns”, Working paper.
- [27] Morawski J., 2009, “Liquidity as a Decision Criterion”, *Investment Decisions on Illiquid Assets: A Search Theoretical Approach to Real Estate Liquidity*, pp.233-306.
- [28] Nguyen D. and T. N. Puri, 2009, “Systematic Liquidity, Characteristic Liquidity and Asset Pricing”, *Applied Financial Economics*, 19(11), pp. 853-868.
- [29] Pástor L. and R. F. Stambaugh, 2003, “Liquidity Risk and Expected Stock Returns”, *Journal of Political economy*, 111(3), pp. 642-685.
- [30] Phalippou L. and M. Massa, 2005, “Mutual Funds and the Market for Liquidity”, EFA 2005 Moscow Meetings Paper.
- [31] Sadka R., 2010, “Liquidity Risk and the Cross-section of Hedge-fund Returns”, *Journal of Financial Economics*, 98(1), pp. 54-71.
- [32] Scholes M. S., 2000, “Crisis and Risk Management”, *The American Economic Review*, 90(2), pp. 17-21.
- [33] Vovchak V., 2013, “Liquidity and Liquidity Risk in the Cross-section of Stock Returns”, Available at SSRN 2078295, Working paper.
- [34] Watanabe A. and M. Watanabe, 2007, “Time-varying Liquidity Risk and the Cross Section of Stock Returns”, *The Review of Financial Studies*, 21(6), pp. 2449-2486.
- [35] Yan X. S., 2008, “Liquidity, Investment Style, and the Relation Between Fund Size and Fund Performance”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(3), pp.741-767.

Abstract: Based on the monthly data of actively managed open-ended equity funds in China from October 2001 to February 2014, we study the impact of fund liquidity and liquidity risk on the fund performance. The results show that there are significant liquidity premium in the actively managed open-ended equity funds in China, however, the liquidity risk premium are not significant. Compared to fund liquidity risk, the impact of fund liquidity on fund performance is more important. Further analyses show that, there are asymmetry between fund liquidity premium and liquidity risk premium. When there is a positive impact on the market liquidity, there are significant liquidity premium and liquidity risk premium. When there is a negative impact on the market liquidity, liquidity premium and liquidity risk premium are not significant.

Key Words: Liquidity Premium, Liquidity Risk Premium; Fund Performance