

文章编号:1003-207(2015)07-0001-09

DOI:10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2015.07.001

流动性、流动性风险与基金业绩

——基于我国开放式基金的实证研究

苏 辛¹, 周 勇²

(1. 上海证券交易所博士后工作站, 上海 200120; 2. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190)

摘 要: 本文构建了我国资本市场的流动性因子, 从基金持有资产的角度度量基金的流动性及其风险, 分别考察二者对业绩的影响, 并在控制某些基金特征之后, 从流动性效应、持续性等方面研究了二者对于业绩的综合影响。实证结果显示, 流动性 beta 是一个有效的流动性风险测度, 基金业绩中存在流动性溢价和流动性风险溢价, 表明基金的流动性和流动性风险不仅可以预测业绩, 还可用于识别基金经理是否具有主动管理能力, 从而为投资者决策提供了有效的方法。

关键词: 流动性; 流动性风险; 基金业绩

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A

1 引言

与封闭式基金相比较, 开放式基金最大的特点在于其“开放性”, 投资者在基金存续期内可以随时进行申购赎回, 但由此引发的流动性风险问题已成为当前学者和业界重点关注的问题。这是因为, 流动性风险是一种系统性风险, 它是开放式基金运作中所面临的全部风险的集中体现。在极端情况下, 基金流动性风险的积聚会导致“基金赎回—股市下跌—赎回增加—股市进一步下跌”的恶性循环, 可能会进一步爆发灾难性的市场流动性危机, 从而影响金融市场的稳定。1998 年长期资本管理公司 (LTCM) 倒闭就是由于流动性风险引起的, 它一度引起了美国乃至全球市场的恐慌。

可见, 流动性风险加剧不仅会加大基金管理公司的经营风险, 甚至会给市场带来巨大的冲击。在这种背景下未雨绸缪, 对开放式基金的流动性风险进行研究是十分必要而且迫切的。如何认知开放式基金流动性风险以及如何提升基金经理的流动性风险管理水平对于加强开放式基金流动性风险管理, 维护整个金融体系的稳定, 具有积极的理论意义和现实意义。

国外实务界和学术界对流动性风险的测度做了大量的研究。较早期的研究是, Garbade 和 Silber^[1] 提出用证券变现前与变现后价格差值的方差来度量流动性风险, 并建立了相应的模型。Bangia 等^[2] 提出了 BDSS 模型, 用流动性调整 VaR 的方法 (La-VaR) 来度量做市商市场上的流动性风险值, 并将买卖价差所反映的流动性风险直接纳入到传统的 VaR 公式中。

而最新的研究主要集中在将流动性风险看作是一种系统性风险因子进行研究, 但很少文献研究了流动性及流动性风险在基金业绩中的作用。例如, Easley, Hvidkjaer 和 O'Hara^[3] 使用基于微观结构模型的非公开信息 (PIN) 的测度方法, 发现信息风险可以定价。Pastor 和 Stambaugh^[4] 指出市场流动性是资产定价中一个重要的变量, 流动性 beta 越高的股票会获得一个更高的预期收益。Acharya 和 Pedersen^[5] 提出了在市场风险因子的基础上增加了

收稿日期: 2014-11-07; 修订日期: 2015-02-03

基金项目: 中国博士后科学基金第八批特别资助项目 (2015T80444); 中国博士后科学基金面上—等资助项目 (2014M550243); 国家自然科学基金委重点项目 (71331006); 自然科学基金委资助项目 (71271128); 中国科学院重点实验室、国家数学与交叉科学中心、长江学者和创新团队发展计划 (IRT13077); 上海财经大学 211 工程四期和上海市一流学科 A 类项目资助

作者简介: 苏辛 (1983—), 女 (汉族), 广西南宁人, 上海证券交易所博士后工作站, 博士后研究员, 研究方向: 数量金融与风险管理。

三个与流动性有关的风险因子的模型。Liu Weimin^[6]提出了一个增加流动性风险因子的市场模型。Watanabe 和 Watanabe^[7]研究了流动性 beta 的时变和流动性风险溢价,结果发现条件流动性因子载荷的估计是统计显著的。

由于我国开放式基金成立时间短、样本少,关于开放式基金流动性风险的研究尚处于起步阶段,大多集中在基金赎回和基金流量的问题上,关于流动性风险测度等问题的研究还较少。例如,赵旭和吴冲锋^[8]基于 Nanda 和 Narayanan^[9]模型进行修正,发现基金管理者的预期利润与其管理能力正相关,与流动性成本和流动性需求的风险负相关。陆蓉等^[10]发现我国开放式基金业绩与资金流动呈现负相关且为凹的关系,业绩好的基金面临较大的赎回压力。肖媛等^[11]使用改进的指数化换手率度量开放式基金流动性风险,构建资产流动性风险价值和条件风险价值度量模型,提出了基于流动性风险调整的开放式基金资产变现方法。

流动性风险是一种系统性风险,表现形式多样,涉及的因素众多,如何识别并准确度量,一直是开放式基金流动性风险管理中亟待解决的问题。不同于其他文献,本文提出了我国资本市场的系统性市场流动性因子,主要从基金持有资产的角度度量基金的流动性及其风险,分别考察二者对基金业绩的影响,并对同样是基金业绩影响因素的基金年限、规模、周转率等控制变量进行多元回归,从流动性效应、业绩持续性等方面来考察流动性和流动性风险对于基金业绩的综合影响。已有大量研究表明股票收益率存在流动性溢价^[12-14]和流动性风险溢价^[4,7]。本文将检验我国开放式基金收益率中是否存在流动性溢价和流动性风险溢价,以及流动性风险是否可以用于预测基金业绩和基金经理的主动管理能力。

2 流动性和流动性风险的测度方法

2.1 流动性的测度方法

2.1.1 不流动比率^[13]

为了观测不流动性对于价格的影响,Amihud^[13]将不流动性测度为每单位(美元)交易量上的绝对美元价格变化,则股票 *i* 在 *m* 月的不流动比率为:

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

其中, $D_{i,m}$ 是股票 *i* 在 *m* 月可获得数据的天数,

$r_{i,t}$ 是股票 *i* 在 *t* 日的收益率, $dvol_{i,t}$ 是股票 *i* 在 *t* 日的成交额。显然,如果股票价格相对于较小的成交额发生了很大的变动,股票是不流动的,即具有较大的 ILLIQ 值。Amihud 测度的优点是,相对于市场微观结构的数据,股票价格和成交量的数据较容易获得。因此,不流动比率如今已广泛应用于实证研究中,例如, Acharya 和 Pedersen^[5], Hou Kewei 和 Moskowitz^[15], Avramov, Chordia 和 Goyal^[16], Goyenko 等^[17]。

2.1.2 回归法

Pastor 和 Stambaugh^[4]于 2003 年提出了由于流动性引起的价格变动所度量的流动性,使用当月的日数据将给定月份的市场构建为 NYSE 和 AMEX 个股的流动性等权平均。则股票 *i* 在 *t* 月的流动性测度是 $\gamma_{i,t}$ 在模型(2)回归中的 OLS 估计:

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \varphi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} sign(r_{i,d,t}) \times v_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t}, d = 1, \dots, D \quad (2)$$

在模型(2)中: $r_{i,d,t}$ 是股票 *i* 在 *t* 月 *d* 日的收益, $r_{i,d,t}^e = r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$, $r_{m,d,t}$ 是市场基准指数在 *t* 月 *d* 日的收益, $v_{i,d,t}$ 是股票 *i* 在 *t* 月 *d* 日的成交额。只有 $D > 15$ 时,才能进行上式的回归。则 $\gamma_{i,t}$ 为股票 *i* 在 *t* 月的流动性,通常,当流动性较低时, $\gamma_{i,t}$ 应该为负的。

综上,作为一种价格影响的测度方法,Amihud 测度反映了股票收益对于交易的敏感程度,是一个对于流动性的很好的低频代理变量^[14]。由于 Amihud 测度捕捉了价格影响,被广泛用于检验流动性的问题中,因此, Amihud 足以捕捉流动性的特征。另一方面,由于本文使用日数据,可能会存在不同步交易的问题,当收益率使用报告期收盘价时,基金经理不频繁地进行股票交易更可能使得原本不好的业绩在第二天便战胜市场。即,基金超额收益存在反转现象。如果基金超额收益的反转是由流动性有关的反转或不同步交易造成的,这一反转可能会反映在 Pastor 和 Stambaugh^[4]测度之中。因此,我们将采用 Amihud^[13]不流动比率和 Pastor 和 Stambaugh^[4]测度作为基金的流动性测度方法。

2.2 流动性风险度量

Pastor 和 Stambaugh^[4]、Sadka^[18]都指出,流动性风险实际上是资产收益率与市场流动性变化的协方差,换句话说,流动性风险反映了资产收益率是否与其对市场流动性新息的敏感性有关。按此思路,我们用股票或基金收益率对市场流动性新息进行移动回归所得到的流动性 betas 估计作为流动性风险

测度。基金的流动性风险可以直接从基金收益率回归(即,基金流动性 betas)测度,也可以通过基金持有资产的流动性风险(即,持有的流动性 betas)的价值加权平均得到。本文所采用的流动性风险的测度方法是基于持有的流动性 betas,这是因为持有的流动性 betas 不要求基金在任何时候都要有生存性^[19],此外,持有的流动性 betas 也比直接从基金收益率估计得到的 beta 更精确^[19]。

Sadka^[18]使用了 Carhart^[20]的七因素模型来计算对冲基金的风险调整收益,并在此基础上加入 Sadka 流动性因子来计算流动性风险,该方法已被证明是为度量基金流动性风险提供了一个有用的工具,并被广泛运用于流动性风险的问题研究中。通常,投资者最关注的是基金业绩,因此,我们很有必要去分析基金业绩的来源,我们也使用多因素模型来估计股票的流动性风险。已有大量实证研究表明,Fama 和 French^[21]的三因素模型可以解释基金的收益率。然而,三因素模型不能解释动量因子的收益(见 Fama 和 French^[21])或流动性因子的收益(见 Pastor 和 Stambaugh^[4])。因此,我们在 Carhart 四因素模型^[22]的基础上加入了流动性风险作为附加因素,考察基金流动性风险所产生的收益价差是否可以用于补偿流动性风险溢价。基于此,我们定义的流动性风险可计算为如下五模型中 L_t 的回归系数 $\beta_{i,t,L}$:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t,L} L_t + \beta_{i,t,M} MKT_t + \beta_{i,t,S} SMB_t + \beta_{i,t,V} HML_t + \beta_{i,t,U} UMD_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

在模型(3)中, $r_{i,t}$ 为股票收益率, $r_{f,t}$ 为无风险收益率, L_t 为市场流动性新息,模型其余因素同 Carhart 四因素模型中的因素。流动性因子等于股票组合的流动性 beta 的最大组和最小组之间的收益差,其中,流动性 beta 分别使用 Amihud 测度和 PS 测度计算得到。可见,流动性风险解释了不由其它市场、规模、账面市值比、动量等因素的风险暴露所捕捉的那部分预期收益率。

3 我国开放式基金流动性风险的实证研究

根据我们实证分析的需要,并考虑数据的可获得性,我们主要分析国内开放式股票型基金,并从中选取了 2005 年 1 月 1 日之前成立并公开募集的、且数据完整可靠的 44 只股票型和偏股型基金作为样本(数据不完整的也予以剔除)。由于只有主动投资的基金才能充分体现基金经理的投资和管理能力,我们剔除了以被动管理为主的指数型基金,还剔除

了债券型基金、平衡型基金、货币市场基金、政府债券基金和持有普通股少于 70% 的基金,此外,为避免潜在偏差(Incubation Bias),我们还排除了那些资产规模在 500 万以下或管理少于 10 只股票的基金。

本文以日数据作为实证研究的数值基础,这是因为开放式基金的申购赎回以及基金经理的投资操作通常是按日进行的,因此使用日数据度量的流动性风险具有更大的现实意义。样本期间为 2005 年 1 月 1 日至 2013 年 12 月 31 日,共计 2177 个观测值。这样每个样本基金至少有 9 年数据,从而可以确保基金在建仓稳定后的投资管理绩效。本文所有实证数据来自 Wind 资讯金融终端和国泰安数据服务中心。

具体的变量定义如下:

基金年限(Age):至样本期间末期基金成立的年限,我们在此取自然对数, $\ln(\text{Age})$;

基金规模(Size):基金经理管理的总净资产值的自然对数, $\ln(\text{TNA})$;

周转率(Turnover Ratio):基金最小的证券总购买或总卖出量(总买卖量)与基金平均 TNA 的比率;

新资金的流量(flow):定义为新资金在上一年流入基金的百分比,计算公式为:

$$\frac{TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1 + R_{i,t})}{TNA_{i,t-1}}$$

此外,在目前的中国基金市场上,费率是证券监督委员会根据各支基金的投资类型和风格规定的,而不是由基金经理决定的,故本文不考虑费率因素。

另一方面,由于基金经理的投资管理能力最终也体现在基金的投资风格特征上,因此,本文也不考虑风格因素。

3.1 流动性效应检验

此部分主要探讨流动性对于基金业绩的影响。即,检验基金持有股票的流动性是否与基金水平上的流动性溢价有关。

首先,需要检验样本基金收益率中是否存在流动性溢价。为此,我们将基金的流动性测度定义为基金持有的流动性的价值加权平均。根据 Amihud 测度值的大小从高到低排序,并据此将样本基金分为 5 组,表 1 的 panel A 列出了各基金小组的特征统计量。正如与预期一致的,我们发现流动性与基金特征之间存在很强的相关性:流动性较小的第 5 组基金,即平均 Amihud 不流动比率较高的基金,持

表 1 流动性与基金业绩

Panel A 基金特征						
流动性小组	Cash	Age	TNA	Flow	Turnover	
1	7.09	7.81	852.3	1.04	76.66	
2	8.05	8.083	546.1	0.89	75.65	
3	8.89	8.081	447.5	1.31	72.14	
4	10.37	8.26	363.2	1.77	72.07	
5	12.64	8.28	178.9	3.52	70.65	

Panel B 基于 Amihud 和 PS 测度分组						
流动性小组	Amihud	Amihud		PS	PS	
		基准调整收益	Alpha		基准调整收益	Alpha
1	6.04e-5	0.028	-0.0955	0.199	0.029	-0.151
2	9.44e-5	0.029	-0.0954	0.263	0.023	-0.145
3	1.34e-4	0.0336	-0.0934	0.3047	0.03	-0.144
4	2.22e-4	0.0341	-0.0936	0.3558	0.031	-0.142
5	7.07e-4	0.036	-0.09	0.737	0.045	-0.129
5-1	6.47e-4	0.008 (4.08)	0.0054 (3.95)	0.538	0.016 (3.82)	0.022 (3.69)

有现金的比率更高、基金成立的时间也较长、规模也更小,此外,从流量看,除第 2 组基金外,流量随着不流动比率的上升而上升,即,第 5 组基金更易获得更多的资金流入,可见 Amihud 不流动比率与周转率之间存在正相关,即,持有期间越长的投资者更可能会持有更多的不流动资产。Panel A 的结果表明,由于很多基金特征会影响基金业绩,我们很有必要在接下来的多元分析时控制这些特征变量,以确保我们可以准确地检验流动性溢价。

Panel B 给出了分别按 Amihud 测度和 PS 测度分组的基金小组的等权基准调整收益率和等权风险调整收益率(即由 Carhart 四因素模型回归得到的 alpha)。结果显示,基金流动性之间具有较大的偏差。最不流动的基金小组的 Amihud 测度值是第 1 组基金的 11.7 倍。从 Panel B 看出了两个重要的结论:一是流动性溢价是显著且连续的,而不仅仅是由个别小组产生的;二是流动性溢价是单调增的,任何小组的基准调整收益(或 alpha)与第 1 组的基准调整收益(或 alpha)之差均为正。此外,Amihud 值最大组和最小组之间的基准调整收益差和风险调整收益差分别为 0.8 和 0.54 个百分点,且 t 统计量表明差异都是统计显著的。而 PS 测度下对应的收益差依然为正的,分别为 1.6 和 2.2 个百分点,t 统计量同样显示是显著的,这一结果表明,基金收益率中存在流动性溢价。

接下来,我们在控制基金特征之后进行多元回归,检验流动性对于基金业绩的敏感性。分别使用基准调整收益、Sharpe 比率和四因素 alpha 对流动性、上一期业绩、基金年限、规模、周转率、流量和机

构投资者的虚拟变量进行面板回归,标准误差使用 Newey-West 法调整:

$$perf_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 perf_{i,t-1} + \beta_2 Liq_{i,t-1} perf_{i,t-1} + \beta_3 Liq_{i,t-1} + \lambda_1 \ln(age_{i,t-1}) + \lambda_2 \ln(TNA_{i,t-1}) + \lambda_3 turnover_{i,t-1} + \lambda_4 flow_{i,t-1} + \lambda_5 Inst + \epsilon_{it} \quad (4)$$

模型(4)中, $perf_{i,t}$ 表示当期的基金业绩,分别由基准调整收益、Sharpe 比率和四因素模型估计的 alpha 得到; $Liq_{i,t-1}$ 是上一期流动性,用正态化的 Amihud 测度和 PS 测度代入;控制变量包括上一期业绩、基金年限、规模、周转率、流量、机构虚拟变量、流动性与业绩交叉项共 7 个变量,这些控制变量对于业绩度量有直接且相互的影响。其中,我们定义当基金份额的 50% 以上由机构持有时机构虚拟变量取 1,否则为 0。

表 2 给出了流动性效应检验的结果。从整体的估计结果看,使用 Sharpe 比率作为业绩得到的 R-sqr 相对比较小,表明 Sharpe 比率可能不适于进行线性回归。第 2-4 列为流动性变量采用 Amihud 测度时的结果,结果显示,Amihud 不流动比率与基金业绩之间具有极其显著的正相关关系。Amihud 测度上升一单位,将引起下一年的基准调整收益、Sharpe 比率和四因素 alpha 分别上升 0.059、0.89 和 0.1。第 5-7 列为流动性变量采用 PS 测度时的结果。PS 测度上升一单位,将引起下一年的基准调整收益、Sharpe 比率和四因素 alpha 分别上升 0.069、0.22 和 0.061。

表 2 的结果显示, $Liq * Perf$ 的系数全部为正,且在 5% 的置信水平下使用全部基金估计的 t 统计量都显著,而使用部分基金数据回归得到的显著性

下降;实证结果显示,基金年限与业绩存在负相关,即,成立时间越短的基金可能会取得更好的业绩,且非常显著;基金规模对业绩有负影响,即,规模具有不经济性;此外,实证结果还表明周转率与基金业绩正相关。

在控制变量中,我们最关心的是流量变量的系数。特别地,流量与业绩显著负相关,以 panel A 中 Amihud 测度的结果为例,流量增长 1%,会引起基准调整收益、Sharpe 比率和四因素 alpha 分别下降 0.29%、6%和 0.8%。有趣的是,三种业绩度量方法中流量对于业绩的影响显著不同。使用基准调整收益时,在 Amihud 测度和 PS 测度下,流量发生 1%的变化分别会导致业绩下降 0.29%和 0.28%,显著小于 1%,而使用另两种度量方法时,相应的变化分别为 6%和 6.3%,以及 0.8%和 0.82%,显著大于第一种方法的结果。Inst 的系数表明机构投资者与基金业绩具有正相关的关系。通常,数量少但规模大的机构投资者更可能将收益的外部性内部化,可以避免基金资产的流出。因此,我们期望那些机构投资者比重大的基金,它们的不流动性对于业绩敏感性的影响更小。例如,如果不流动基金由机构投资者持有,他们会更加关注市场,当基金业绩变差时会发生大量的赎回,而流动基金由个人投资者持有时,就会出现持有者效应。

3.2 流动性风险与基金业绩关系的实证分析

此部分主要研究流动性风险预测基金业绩的能力。开放式基金的流动性风险,首先需要度量基金持有股票的流动性风险,然后根据各股在基金资产中所占的权重来计算基金的流动性风险。我们使用 12 个月作为移动窗口来考察流动性风险的时变情况。在使用日数据的情况下,为了考虑异方差和自相关性,我们使用 Newey-West 协方差阵来计算标准差。

表 3 给出了基于持有的基金流动性风险和业绩关系的实证结果。根据模型(3)的估计结果,我们按照流动性 betas 的估计值将样本基金分为 5 组。表 3 揭示了流动性风险与预期业绩之间存在着相关性。以 Amihud 测度为例,流动性 beta 最大组和最小组之间的基准调整收益差和 alpha 差分别为 0.014 和 0.008,差值均为正值,且相对显著,其中 Amihud 测度下的差异比较显著,而 PS 测度下的差异则比较弱。但 PS 测度分组的业绩差要大于 Amihud 测度分组的业绩差,PS 测度分组的基准调整收益差和四因素 alpha 之差分别为 0.0169 和 0.016。因此,全部 4 个业绩序列显示第 5 组基金业绩均比第 1 组基金业绩好,业绩差均为正。这些结果表明,基于历史数据的流动性风险对于预期业绩之间存在正影响,即,对于市场流动性新息敏感性更大的基金会获得更大的预期收益。可见,流动性 beta 捕捉了样本基金的流动性风险暴露情况,并且

表 2 流动性对于业绩敏感性的影响

流动性测度	Amihud			PS		
	基准调整 收益率	Sharpe 比率	四因素 Alpha	基准调整 收益率	Sharpe 比率	四因素 Alpha
Constant	0.834 (5.22)	0.637 (1.73)	0.6 (2.93)	0.467 (3.89)	0.406 (4.77)	0.75 (5.47)
Lagged perf	-0.17 (-3.73)	-0.38 (-7.57)	-0.49 (-13.79)	-0.049 (-1.42)	-0.36 (-6.61)	-0.49 (-5.12)
Liq * perf	0.167 (4.35)	0.13 (2.46)	0.217 (6.61)	0.027 (2.44)	0.53 (5.47)	0.57 (5.43)
Liq	0.059 (4.45)	0.89 (6.76)	0.1 (10.69)	0.069 (6.13)	0.22 (2.13)	0.061 (2.53)
Ln(age)	-0.31 (-2.6)	-0.85 (-8.89)	-0.24 (-4.71)	-0.29 (-4.54)	-0.44 (-5.87)	-0.31 (-5.91)
Ln(TNA)	-0.027 (-3.65)	-0.105 (-1.05)	-0.022 (-2.4)	-0.013 (-2.38)	-0.328 (-3.46)	-0.043 (-4.64)
Turnover	0.0023 (3.34)	0.0071 (0.93)	0.0009 (0.11)	0.0025 (4.17)	0.0069 (0.83)	0.0001 (0.14)
Flow	-0.0029 (-2.19)	-0.06 (-4.08)	-0.008 (-3.92)	-0.0028 (-2.36)	-0.063 (-4.58)	-0.0082 (-4.04)
Inst	0.074 (4.92)	0.103 (1.34)	0.084 (3.5)	0.07 (4.85)	0.052 (1.17)	0.088 (3.52)
R-squar	0.669	0.45	0.64	0.696	0.38	0.57

表 3 流动性风险与基金业绩

流动性风险小组	Amihud			PS		
	流动性风险均值	基准调整收益	四因素 alpha	流动性风险均值	基准调整收益	四因素 alpha
1	-0.054	0.029	-0.094	-0.0062	0.0243	-0.149
2	-0.017	0.032	-0.092	0.003	0.0252	-0.147
3	0.035	0.023	-0.1	0.0067	0.0291	-0.145
4	0.065	0.031	-0.095	0.0141	0.0355	-0.139
5	0.096	0.043	-0.086	0.026	0.0412	-0.133
5-1	0.15	0.014	0.008	0.033	0.0169	0.016
		(2.49)	(3.32)		(1.98)	(2.33)

表 4 流动性风险和流动性风险溢价

模型 \ 估计	Alpha	MKT	SMB	HML	UMD	Liq	R-squar
四因素模型	-0.141 (-4.08)	0.17 (5.75)	0.033 (1.15)	-0.15 (-4.91)	0.11 (2.35)		0.73
以 Amihud 测度计算流动性因子的五因素模型	-0.158 (-4.53)	0.15 (5.56)	0.028 (1.08)	-0.16 (-4.6)	0.09 (2.11)	0.073 (6.31)	0.79
以 PS 测度计算流动性因子的五因素模型	-0.153 (-2.72)	0.154 (2.93)	0.028 (3.32)	-0.165 (-2.37)	0.09 (2.7)	0.074 (2.48)	0.75

基金业绩中存在流动性风险溢价，而另一方面，流动性风险也是可以根据基金业绩进行测度的。两者之间的相关性也与传统的资产定价理论相符。因此，流动性 beta 可以看作是流动性风险的一个很好的代理变量，可用于基金流动性风险的研究中。

随后接下来，我们来研究基金业绩是否可以用流动性风险溢价提供进行补偿。我们分别使用四因素模型和五因素模型对超额收益回归。

表 4 的结果显示，除了 alpha 之外，因子估计值之间的差别不大。样本基金的风险调整收益从 -0.141 降至 -0.158(或 -0.153)，说明基金业绩中大约有 12%(或 9%)可以由其流动性风险解释。上述结果表明在当期估计的流动性 beta 可以预测下一期的流动性 beta。因此，流动性 beta 可以为那些希望赚取流动性风险溢价的投资者提供有价值的信息。

此外，基金的高流动性风险不仅表明基金的未来业绩可以通过流动性风险溢价获得，也说明基金经理的主动管理能力可以由管理期间的系统性风险解释。因此，我们的结论表明基金的流动性 beta 可以识别业绩的两个来源，即有 12%(或 9%)来自承担流动性风险的收益补偿，而 88%(或 91%)来自基金经理的主动管理能力。这一点发现可以得到一个重要结论：基金的流动性风险不仅可以预测业绩，还可以用于识别基金经理是否具有主动管理能力。

3.3 流动性风险和业绩持续性分析

在前文中，我们已经发现，流动性风险对于基金业绩具有显著的影响，且基金业绩来自于流动性风险溢价和基金经理的主动管理能力。那么，如何分辨基金业绩是来自能力，还是运气呢？如果基金的好业绩是由于经理的能力，则在某种程度上，这一能力会具有一定的持续性，我们会期望历史赢家基金的未来业绩继续好于历史输家基金。但如果好业绩是由于运气，则基金业绩不可能存在持续性。在此部分中，我们将检验样本基金的流动性风险对于业绩持续性的影响。同样，此部分仅给出使用 Amihud 测度度量流动性风险的实证结果。

本文在业绩—持续性效应下，探讨流动性风险是否可以解释基金业绩的持续性效应。按照 Carhart^[22]的思想，分别根据流动性 beta 和上一年收益将基金细分为 25 个小组。通过分别对比流动性 beta 和收益率的最大组(赢家)和最小组(输家)的结果，可以帮助我们考察具有相同流动性风险的基金是否会影响业绩持续性。

表 5 给出了持续性的分析结果，Panel A 列出了各组的基准调整收益，panel B 列出了各组的四因素 alpha，均为使用等权平均所得到的结果。从 panel A 和 panel B 的结果可以看出，流动性风险最大的那组基金的基准调整收益和 alpha 都表现出很强的持续性，根据上一年收益划分的赢家和输家在下一年的基准调整收益之差和 alpha 分别为 0.073 ($t=4.52$)、0.075 ($t=2.85$)，且这一差异在赢家和

输家中同时存在,其中,赢家比市场基准高出了 0.084,而输家仅高出市场 0.01。此外,根据流动性 beta 划分的其它小组基金也表现出业绩持续性,流动性风险最小的那组基金,赢家的基准调整收益比输家高出了 0.036 ($t=2.59$),四因素 alpha 则高出了 0.038。因此可以认为,流动性风险可以解释基金业绩的持续性现象。换句话说,如果当期的业绩主要是由于面临较高的流动性风险而产生的,当期业绩好的基金在下一期的业绩依然会好。

此外,由于流动性是持续的,对于不流动性的正向冲击意味着未来的不流动性会走高,这将导致未来的收益率上升,同期收益率下降。这也为投资者寻找具有持续管理能力的基金提供了有效的方法。例如,从投资者的角度来说,在流动性风险最大的小组中,上一期的赢家基金是最具投资潜力的,基准调整收益为 0.084、四因素模型的 alpha 为 -0.037,均为 25 个小组中的最大值,因而,这一小组的基金业绩具有良好的持续性,具有一定风险容忍度的投资者可以选择该组基金。

另一方面,大量研究发现,投资者对于不流动基金的差业绩反应更敏感,这可能是因为不流动基金的收益率具有更大的持续性。如果不流动基金的持续性确实更大,那么其接下来的业绩同样不好,投资者就会逃离不流动基金,甚至不考虑其他投资者赎回的影响。这一点与银行危机的实证文献研究相似,如 Gorton^[23]等,他们认为由于差预期发生的挤兑会导致银行的未来业绩变差。

因此,我们接下来进行针对性更强的检验,检验投资不流动资产的基金业绩是否表现出更大的持续性,尤其是当历史业绩不好时。根据 Amihud 不流动比率和 PS 测度的值按升序排列,将取值在前 20% 的基金定义为流动基金,排序在后 20% 的基金定义为不流动基金。表 6 列出了流动基金和不流动基金之间的比较情况。每月,我们按照过去 12 个月的收益率将样本基金分为 5 组,然后计算每组基金在当月的平均业绩。特别的是,我们仅针对 Amihud 值划分的流动基金和不流动基金分别进行分析。

表 5 流动性风险的持续性效应

Panel A: 基准调整收益						
流动性 beta 小组	上一年收益率 小组					高一低
	1	2	3	4	5	
1	0.011	0.022	0.037	0.04	0.047	0.036 (2.59)
2	0.019	0.023	0.029	0.041	0.052	0.033 (4.32)
3	-0.01	0.019	0.031	0.037	0.048	0.058 (2.91)
4	0.011	0.02	0.03	0.038	0.072	0.06 (3.04)
5	0.01	0.018	0.043	0.049	0.084	0.073 (4.52)
高一低	-0.001 (-1.96)	-0.005 (-4.61)	0.006 (2.57)	0.009 (2.71)	0.037 (3.14)	
Panel B: 四因素 alpha						
流动性 beta 小组	上一年收益率 小组					5-1
	1	2	3	4	5	
1	-0.113	-0.099	-0.066	-0.087	-0.075	0.038 (1.77)
2	-0.101	-0.102	-0.096	-0.081	-0.074	0.027 (2.12)
3	-0.128	-0.104	-0.093	-0.087	-0.077	0.051 (2.02)
4	-0.113	-0.107	-0.094	-0.09	-0.072	0.041 (3.3)
5	-0.112	-0.102	-0.081	-0.075	-0.037	0.075 (2.85)
高一低	0.001 (2.64)	-0.003 (-2.92)	-0.015 (-1.19)	0.012 (3.29)	0.04 (2.25)	

表 6 流动基金与不流动基金的业绩持续性对比

Panel A 流动基金						
按上一年收益率分组	1	2	3	4	5	5-1
基准调整收益	0.0108	0.0114	0.0207	0.0343	0.0434	0.0326 (4.79)
四因素 alpha	-0.112	-0.106	-0.099	-0.083	-0.079	0.033 (1.28)
Panel B 不流动基金						
按上一年收益率分组	1	2	3	4	5	5-1
基准调整收益	0.016	0.0163	0.0265	0.0389	0.0495	0.0335 (2.22)
四因素 alpha	-0.107	-0.094	-0.089	-0.086	-0.073	0.034 (2.69)
Panel C 流动基金与不流动基金的对比						
基准调整收益	四因素 alpha					
Liq(Q5-Q1)-Illiq(Q5-Q1)	-0.0009(-2.45)					-0.001(-3.07)

表 6 还给出了流动基金和不流动基金基于上一年收益的最大组和最小组之间的业绩差。从表 6 可以看出,不流动基金的最大组和最小组的业绩差分别为 0.0335 和 0.034,稍微比流动基金高,t 值分别为 2.22 和 2.69。此外,我们还发现不流动基金中历史业绩最差的那组(即第 1 组)的业绩并不比业绩最差的流动基金差。可见,不流动基金的业绩均好于流动基金。这可能是由于不流动基金的业绩缺乏持续性,这与资产定价文献中关于不流动股票的研究一致,例如,Avramov, Chordia 和 Goyal^[15]证明了不流动股票的月度业绩会发生较强的逆转。

由于不流动基金和流动基金对于差业绩的不同反应,会导致投资者发生不同的赎回行为。例如,有的投资者在遭受基金投资损失之后,可能会变得更加厌恶风险,由于不流动基金的流动性风险加大,投资者更可能会赎回其对不流动基金的投资,从而进一步加剧不流动基金的流动性风险。

4 结语

本文通过对开放式基金的流动性风险进行实证研究,取得了几个重要的结论:

(1)从实证的角度研究了流动性和流动性风险对于基金业绩的影响,结果表明,流动性风险是基金业绩的重要决定因素。流动性风险因子 beta 显著的基金在 2005-2013 年间会获得一个较高的未来收益。基于此,我们从风险管理的角度,为测度基金的流动性风险提供了有效的方法。

(2)我们发现,流动性和流动性风险会产生流动性溢价和流动性风险溢价,基金为了避免流动性风险会愿意向投资者支付溢价(即流动性风险溢价)。这就解释了流动性 beta 小的基金为什么业绩会不

好,因此,流动性 beta 大的基金的业绩可能会更好。然而,需要注意的是,只有部分业绩来源是由流动性风险溢价提供的,业绩取得的最主要原因是基金经理的主动管理能力,且基金业绩持续性主要是由于基金业绩与市场流动性存在相关性。因此,流动性风险可以为那些期望获得流动性风险溢价的投资者提供有价值的信息,这也有助于投资者寻找管理能力持续的基金和基金经理。

(3)我们还发现,流动性风险还与基金业绩中的其它重要效应有关,例如流量效应和持续性效应等对基金业绩具有显著的影响。

参考文献:

- [1] Garbade K D, Silber W L. The payment system and domestic exchange rates: Technology versus institutional change[J]. Journal of Monetary Economics, 1979, 5 (79):1-22.
- [2] Bangia A, Diebold F, Schuermann T, et al. Liquidity on the outside[J]. Written Communication, 1993, 10(3): 457-465.
- [3] Easley D, Hvidkjaer S, O'Hara M. Is information risk a determinant of asset returns? [J]. Journal of Finance, 2002, 57(5): 2185-2221.
- [4] Pastor L, Stambaugh R S. Liquidity risk and expected stock returns[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(3): 642-685.
- [5] Acharya V V, Pedersen L H. Asset pricing with liquidity risk[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (2): 375-410.
- [6] Liu Weimin. A Liquidity-augmented capital asset pricing model[J]. Journal of Financial Economics 2006, 82(3): 631-671.

- [7] Watanabe A, Watanabe M. Time-varying liquidity risk and the cross-section of stock returns[J]. *Review of Financial Studies* 2008, 21(6): 2449—2486.
- [8] 赵旭, 吴冲锋. 开放式基金流动性赎回风险实证分析与评价[J]. *运筹与管理*, 2003, 12(6): 1—6.
- [9] Nanda V, Narayanan M P. Liquidity, investment ability, and mutual fund structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 57: 417—443.
- [10] 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, (6): 39—50.
- [11] 肖媛, 胡小平, 党风顺. 我国开放式基金的风险度量模型研究[J]. *中国管理科学*, 2009, 17(6): 25—32.
- [12] Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. *Journal of Financial Economics*, 1986, 17(2): 223—249.
- [13] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31—56.
- [14] Hasbrouck J. Trading costs and returns for U. S. equities; Estimating effective costs from daily data[J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(3): 1445—1477.
- [15] Hou Kewei, Moskowitz T J. Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns[J]. *Review of Financial Studies*, 2005, 18(3): 981—1020.
- [16] Avramov D, Chordia T, Goyal A. Liquidity and autocorrelations in individual stock returns[J]. *Journal of Finance* 2006, 61(5): 2365—2394.
- [17] Goyenko R Y, Holden C W, Trzcinka C A. Do liquidity measures measure liquidity? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 92(2): 153—181.
- [18] Sadka R. Liquidity risk and the cross-section of hedge-fund returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(1): 54—71.
- [19] Lynch A A. Liquidity, liquidity risk, and the cross section of mutual fund returns[R]. Working Paper, University of Missouri, 2011.
- [20] Fung W, Hsieh, D A. The risk in hedge fund strategies: theory and evidence from trend followers [J]. *Review of Financial Studies*, 2001, 14: 313—341.
- [21] Fama E F, French K R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies[J]. *Journal of Finance*, 1996, 51(1): 55—84.
- [22] Carhart M. On persistence in mutual fund performance [J]. *Journal of Finance*, 1997, 52(1): 57—82.
- [23] Gorton G. Banking panics and business cycles[J]. *Oxford Economic Papers*, 1988, 40: 751—781.

Liquidity, Liquidity Risk and Performance

—A Empirical Study on Chinese Open—End Mutual Funds

SU Xin¹, ZHOU Yong²

(1. Postdoctor Research Station, Shanghai Stock Exchange, Shanghai 200120, China;

2. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China)

Abstract: Liquidity factor in Chinese capital market is constructed in this paper, and the impact of liquidity and liquidity risk on performance are investigated from the angle of holding assets. There exist liquidity premium and liquidity risk premium in performance. The results show liquidity risk can not only be used to predict performance, but also identify the fact that whether managers have skill of active management. An effective means is provided for investors to make decisions.

Key words: liquidity; liquidity risk; performance