

# 隐性杠杆约束、 流动性风险和投资者情绪

祝小全 陈 卓

(对外经济贸易大学金融学院, 北京 100029; 清华大学五道口金融学院, 北京 100083)

**摘 要:** 本文以 2003—2019 年间开放式主动管理型的股票型和偏股型基金为样本, 以持仓占比为权重估算基金投资组合中 A 股的总市场风险暴露, 检验结果表明, 该序列上升反映了基金面临的隐性杠杆约束收紧, 刻画了市场的弱流动性。内在逻辑在于, 流动性收紧时, 投资者难以通过融资直接增加杠杆, 更倾向于重仓持有高市场风险头寸的股票而间接实现杠杆。本文发现隐性杠杆约束所刻画的风险在股票或基金收益截面上的无条件定价基本失效, 而条件定价则依赖于低市场情绪与弱流动性。分解基金持股的敞口, 进一步发现, 因中小盘基金在流动性收紧时具有更强的流动性偏好, 其持股的市场风险头寸能够更敏锐地捕捉到弱流动性风险。

**关键词:** 基金持股; 杠杆约束; 弱流动性; 投资者情绪

**JEL 分类号:** G11, G12, G20 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2021)10-0171-19

## 一、引 言

截至 2020 年 6 月末, 我国非货币市场型开放式公募基金的数量已从 2004 年末的 107 只增长为 5887 只, 资产净值逾 7.45 万亿元, 其中股票型基金的总净值约 1.54 万亿元, 占比高达 20.67%<sup>1</sup>。基金正逐步成为股票市场的重要投资者: 一方面, 投资者申赎使其持股偏好越来越反映股票市场的整体特征(张宗新和缪婧倩, 2012); 另一方面, 情绪和流动性对基金业绩也有越发显著的影响(Ben-Rephael et al., 2012; Goldstein et al., 2017)。美国 1940 年投资公司法案对股票型共同基金设有明确的杠杆限制, 不同于此, 我国长期

收稿日期: 2019-10-25

作者简介: 祝小全, 经济学博士, 讲师, 对外经济贸易大学金融学院, E-mail: xiaoquan.zhu@uibe.edu.cn.

陈 卓(通讯作者), 金融学博士, 副教授, 清华大学五道口金融学院, E-mail: chenzh@pbcfs.tsinghua.edu.cn.

\* 本文感谢国家自然科学基金重大项目(71790605, 71790591)和青年科学基金项目(71903106)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。

1 数据来源: 中国证券投资基金业协会官网。

以来对公募基金总资产、净资产之比没有明确限制,而自 2014 年 8 月开始施行的《公开募集证券投资基金运作管理办法》中杠杆上限 140% 的规定也多聚焦于固定收益类基金。在投资实践中,我国的股票型基金极少通过融资而投资于市场组合,这种自主施加的零杠杆约束其实是一种“隐性”杠杆约束。正如 Simutin(2014)所言,公募基金会预留部分现金应对赎回和预期外的投资机会,即使未全仓投资,也会面临潜在的杠杆约束。基于 Frazzini and Pedersen(2014)流动性恶化时,额外一单位资金的获取成本上升,“合意杠杆”可能超过“可得杠杆”的上限,杠杆约束收紧而影响定价核,均衡时最优决策会偏离市场组合。据此推测,若基金不能融资增大风险头寸,则有动机持有高市场风险头寸的股票而实现隐性“杠杆”<sup>1</sup>。反过来考虑这个推论,虽然隐性杠杆约束难以直接度量,但若了解整个基金行业持股的总风险头寸,则可推断整个市场资金流动性的强弱。

进一步地,本文试图研究隐性杠杆约束背后潜在的流动性风险,是否在资产收益的截面上被合理定价。针对估计风险资产对杠杆约束变动的敏感度,我们遵循 Boguth and Simutin(2018)的设计,但是他们未考虑情绪对资产价格的影响,也未考虑不同资产面临杠杆约束的程度天然存在异质性。本文基于此进行拓展,验证了股票对杠杆约束变动的敏感程度在截面上对收益的预测能力源自流动性风险被定价,而且这种定价需以理性市场氛围为前提。具体而言,在低市场情绪的下一期,若隐性杠杆约束收紧,对流动性风险敏感程度较低(即风险较高)的股票组合,其市值加权的月度收益显著高于敏感程度较高(即风险较低)的组合,这一收益之差年化约 9.26%;而在高情绪的下一期,流动性风险与期望收益的权衡关系失效。

结合我国资本市场独特的机制背景,我们探讨了股票、基金在杠杆约束和流动性偏好等方面的异质性。杠杆约束引致风险与收益的权衡关系失效,依赖高情绪期内卖空限制引致股价高估的假设,而融资融券的试点恰好提供了一个检验契机——通过比较隐性杠杆约束在融资融券标的与非融资融券标的内部的条件定价,验证了这一潜在假设。此外,本文进一步分解基金持仓加权的隐性杠杆约束,发现中小盘基金持股的总贝塔序列的上升更能及时捕捉隐性杠杆约束收紧的风险。

本文具有以下若干方面的创新:第一,利用基金持股明细构造了隐性杠杆约束的测度,验证其刻画市场弱流动性的合理性,为其赋予了丰富的经济意义。我国股票市场上个人投资者参与度偏高,传统的流动性指标(如换手率等)代表性有所减弱。从这个角度看,基金持股的总风险敞口通过捕捉机构投资者受杠杆约束的程度,释放了流动性是否充裕的信号。第二,我们探讨了非融资融券标的、中小盘基金等显性约束与隐性杠杆约束之间的交互,为流动性风险的条件定价提供了直接证据。第三,考虑到投资者情绪、融资流动性对交易行为的影响,我们区分不同市场环境,探讨隐性杠杆约束的松紧程度在资产收益的截面上被合理定价的市场条件。这对于监管层防范机构投资者“抱团”和过度杠杆

1 假设限于流动性,隐性杠杆约束限制基金最多将 90% 的资金(可得杠杆)投资于市场组合,而基金的“合意杠杆”是将 110% 的资金投资于市场组合,那么买入贝塔为 1.10 的个股,可间接实现“合意杠杆”。

化具有重要的参考价值和现实意义。

本文其余部分安排如下:第二部分是文献回顾;第三部分是介绍样本、数据与变量;第四部分是实证设计与结果分析;第五部分为结论与启示。

## 二、文献回顾

通过机构投资者持股的风险头寸研究其风险偏好对投资组合收益的影响,是近年出现的新议题。比如 Huang et al. (2011) 发现在美国股票市场,由于代理问题或择时选股能力的差异,增大组合风险水平的基金经理,其业绩表现会弱于保持稳定风险水平的基金经理。最近,一个文献分支以全新的视角分析美国共同基金的风险承担,即根据受融资约束的机构偏好高风险资产这一理论,用基金持仓加权的总贝塔来推算基金想要实现的杠杆高低(Boguth and Simutin, 2018; Christoffersen and Simutin, 2017)。研究发现,这一测度不仅可以预测 Frazzini and Pedersen (2014) 构造的 BAB (Betting - Against - Beta) 策略收益,而且刻画了融资约束的强弱。进一步地,Asness et al. (2020) 将 BAB 策略进一步分解,发现其超额收益不仅源自杠杆约束的收紧,而且源自投资者对彩票型资产的追逐而引致的误定价。近年,国内涌现了一些关注机构投资者持股风险偏好的研究。刘莎莎等 (2013) 拓延了 Huang et al. (2011),发现基金经理的风险调整行为仅在熊市中对业绩有显著提升。Dong et al. (2019) 发现基金对流动性敏感程度的差异可预测业绩,本文的主要结论也补充验证了这一结论。

此外,有研究聚焦机构投资者面对不同市场流动性时表现出差异化的资产偏好,但目前尚未形成统一结论。Manconi et al. (2012) 发现,流动性受约束的机构投资者在金融危机期间遭遇流动性冲击,倾向于卖出流动性较好的资产来维持资产支持证券,导致风险向强流动性资产溢出,罗荣华等 (2017) 在我国开放式基金的流动性配置上也发现类似的结论。部分研究也以金融危机为背景,发现流动性供给型机构的市场参与度偏低,倾向于降低自己对高风险、弱流动性股票的暴露来应对流动性枯竭,造成股票市场在危机后持续流动性匮乏 (Brunnermeier and Pedersen, 2009)。

除流动性偏好之外,还有研究关注机构投资者依据预期进行动态流动性管理或择时,即预期市场流动性变弱时,倾向于主动持有流动性较好的资产,而流动性增强时,减少现金持有,主动增加弱流动性资产的投资 (Cao et al., 2013; 李仲飞等, 2015; 张浩等, 2017; Agarwal and Zhao, 2019; Gao et al., 2018)。比如, Gao et al. (2018) 发现对市场崩盘风险更敏感的机构投资者善于利用对市场条件的预期进行杠杆管理。与之类似,我们从基金整体持股的市场风险敞口切入探究其杠杆约束。但须阐明的一点是,本文的研究目的并不在于刻画个别基金如何利用风险敞口进行流动性管理,而是利用整个基金行业持股的风险偏好刻画整体流动性态势,并依据不同资产对市场弱流动性风险的敏感程度来预测其未来表现。

相关的另一分支关注杠杆约束如何影响资产价格。Brunnermeier and Pedersen

(2009) 在理论模型中证明了融资约束通过影响定价核而影响均衡状态的资产价格, 杠杆约束包含流动性风险。He and Krishnamurthy (2013) 在理论上证明了杠杆约束影响金融中介的收益。国内鲜有研究从定价的角度探讨杠杆问题, 更多是从中介的杠杆治理和预算软约束的角度探讨融资与代理成本产生协同的原因(中国人民银行营业管理部课题组 2017)。

### 三、数据与变量说明

#### (一) 样本与数据来源

与肖峻和石劲(2011)以及申宇等(2013)一致,为了估算基金持股的总市场风险暴露,本文选取开放式公募基金中的股票型、偏股型基金作为研究对象,样本区间为2003—2019年。样本基金的筛选如下:首先,剔除未在半年报或年报中披露持仓明细的基金;其次,由于本文关注的是基金主动管理而实现的风险暴露,故剔除了被动管理的指数型基金;此外,剔除ETF、LOF、伞型、结构化、QDII和QFII等特殊类基金。本文要求样本基金持股占总资产净值的比例不低于70%<sup>1</sup>,参考Kacperczyk et al. (2008),剔除成立时间不满一年的基金以及成立后首年内的观测,要求基金每期持股数量不少于10只。已有文献刻画了基金在定期报告附近存在橱窗粉饰(window dressing)行为(孟庆斌等 2019; Ng and Wang 2004; Agarwal et al. 2014)。考虑到橱窗粉饰可能导致公开数据中基金对特定风险特征的股票呈现出偏好,为排除这一干扰,本文在每个月度截面估算样本基金橱窗粉饰的程度,并剔除粉饰程度最高的5%的持股观测,具体细节将在“指标构建”一节中阐明<sup>2</sup>。最终样本包含1422只基金,持仓涉及3605只A股。数据源自国泰安(CSMAR)数据库。

本文的样本包括2003—2019年的A股上市公司,剔除截至2006年末未完成股改的股票。参考Liu et al. (2019),剔除月内交易天数少于10天的股票,同时在基金投资组合中剔除特殊交易状态的观测。因为后文利用过去三年的历史数据动态估计股票和基金对弱流动性风险的敏感程度,最终本文的有效检验期从2006年开始。在本文的基准检验中,我们采用易志高和茅宁(2009)参考Baker and Wurgler(2006)构造的中国股票市场投资者情绪综合指数(CICSI)。在稳健性检验中,本文尝试使用其他情绪指标,包括股吧看涨情绪指数以及Han and Li(2017)引入的市盈率的投资者情绪等,主要结论不发生改变。

#### (二) 指标构建: 基金持仓的总市场风险暴露

参考Agarwal et al. (2014),以基金持股比例为权重,对个股月度收益加权平均,减去管理、托管费率,估算出基金的理论收益率。理论收益率与基于基金份额净值计算出的实

1 自2014年8月开始施行的《公开募集证券投资基金运作管理办法》调整了“股票型基金”的定义,之前要求投资于股票的最低比例为60%,之后为80%。考虑到样本区间跨越这一时点,本文折中选择该比例不低于70%作为筛选条件。出于稳健性考虑,替换使用60%和80%作为最低股票投资占比,结果一致。

2 感谢审稿人提出橱窗粉饰的讨论。剔除橱窗粉饰程度最高1%或10%的观测,主要结论不发生改变。

际收益率之差,即基金业绩粉饰的代理变量(Backward Holding Return Gap,简记为BHRG):

$$BHRG_{jt} = \left( \sum_{i=1}^M sw_{ijt} \times ret_{it} \right) - fee_{jt} - RetNav_{jt} \quad (1)$$

其中,基金 $j$ 在第 $t$ 期持有 $M$ 只股票, $sw_{ijt}$ 为持仓中股票 $i$ 的比例, $ret_{it}$ 为第 $t$ 期股票 $i$ 的收益, $fee_{jt}$ 为基金费率, $RetNav_{jt}$ 为基金 $j$ 在第 $t$ 期基于份额净值计算出的实际月度收益。在每个截面,将样本基金基于 $BHRG_{jt}$ 排序,剔除取值最高5%的基金持股明细,由此剔除了可能因橱窗粉饰而激进调仓的观测。以余下观测为基准,估算月度持股权重 $w_{it}^{ExWD}$ :

$$w_{it}^{ExWD} = \sum_{j=1}^N mv_{ijt} / \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^N mv_{ijt} \quad (2)$$

其中, $mv_{ijt}$ 为基金 $j$ 在第 $t$ 期持有股票 $i$ 的市值,要求参与计算持股权重的个股贝塔取值非空。鉴于基金持仓公布存在时滞<sup>1</sup>,为避免前视偏差,持仓占比的使用作滞后三个月的调整。

为弱化异步交易的影响,参考Lewellen and Nagel(2006),月末用过去12个月的日度交易(要求至少有180个有效交易日)滚动估计个股的市场风险头寸,即

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i0} R_{Mt} + \beta_{i1} R_{Mt-1} + \beta_{i2} [(R_{Mt-2} + R_{Mt-3} + R_{Mt-4}) / 3] + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $R_{it}$ 为考虑现金分红再投资的个股日度超额收益率, $R_{Mt}$ 为市场组合的超额收益率, $R_{Mt-k}$ ( $k=1, 2, 3, 4$ )为滞后 $k$ 日的市场超额收益率。与李志冰等(2017)一致,无风险利率采用中国人民银行公布的人民币三个月整存整取利率。个股在当月的市场风险头寸为:

$$\beta_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} + \beta_{i2} \quad (4)$$

最后,以式(2)中的 $w_{it}^{ExWD}$ 为权重,对个股的市场风险头寸 $\beta_{it}$ 加权平均,得到基金持仓的总市场风险暴露,即隐性杠杆约束(Implicit Leverage Constraint,简记为ILC):

$$ILC_t = \sum_{i=1}^M w_{it}^{ExWD} \times \beta_{it} \quad (5)$$

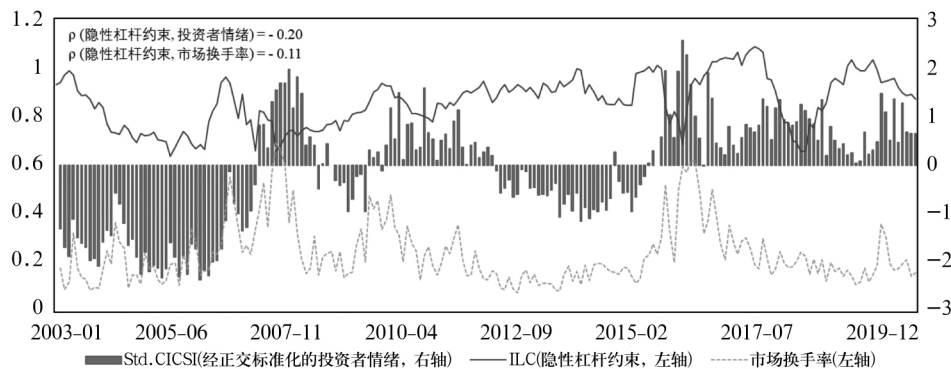


图1 基金持股的总市场风险暴露、投资者情绪与市场流动性

<sup>1</sup> 根据《证券投资基金信息披露管理办法》第四章“基金运作信息披露”第十八条“基金管理人应当在每年结束之日起九十日内,编制完成基金年度报告”,第十九条“基金管理人应当在上半年结束之日起六十日内,编制完成基金半年度报告。”故持仓明细最晚在(半)年末后三个月内成为公开信息。

如图 1 所示,基金持股的总贝塔与情绪、换手率基本呈反向走势,相关系数分别为  $-0.20$  和  $-0.11$ 。当投资者情绪较高时,分歧较大引致换手率较高,丰富的流动性使基金不必通过增加持股的风险头寸而间接增大杠杆,这时“可得杠杆”(即市场整体流动性)增加,但是“合意杠杆”(即基金持股的总市场风险头寸)降低。以 2008 年金融危机期间和 2015 年股市大幅波动后的小窗口为例,投资者情绪低迷,流动性干涸,但是基金持股的总市场风险暴露表现出上升趋势。这也初步验证了本文的猜想,即基金在市场整体流动性偏弱时受到隐性的杠杆约束,难以释放闲置资金而增加市场组合上的头寸,更倾向于重仓持有在市场因子上具有高风险头寸的股票,最终导致基金持仓的总市场风险暴露程度上升。

极端情景中,高贝塔股票可能对应弱流动性标的,基金因投资者逃离而被动持有高贝塔股票,导致风险暴露上升。但需阐明的两点是,其一,高贝塔股票可能随交易意愿降低而减值,权重相应下降。作为积极管理的机构投资者,基金可能暂时被动接受资产价格的不利变动或面临赎回压力,但中长期可通过主动交易抵消持仓的被动变动(Pastor et al., 2017)。其二,An et al. (2019) 依据账户层面的数据对 2015 年股市大幅波动期间的财富再分配进行检验,发现财富位于前 5% 的高净值家庭和机构投资者,其进入和逃离市场的时点与财富分布低于 85% 分位的投资者截然相反。换言之,当流动性枯竭时,机构投资者作为逃离市场者的交易对手,倾向于保留弱流动性的持股以获取溢价(罗荣华等, 2017)。综合来看,基金持股的被动变化可能会在短期影响其风险头寸,但难以成为驱动隐性杠杆约束持续变化的唯一动力。

### (三) 描述性统计

表 1 报告描述性统计。为消除异常值的干扰,本文对所有连续型变量在 1% 和 99% 的水平上进行缩尾处理。如 Panel A 所示,样本基金平均成立年限约 3.72 年,初始净资产总额均值约 18.10 亿元,持股占净资产比例平均约 85.34%。

表 1 变量的描述性统计

Panel A: 基金业绩和特征	P10	P90	Mean	Median	Std. Dev
月度净资产收益率 (%)	-0.0583	2.7117	1.1766	0.9909	1.3430
初始净资产总额 (亿元)	2.3333	45.6946	18.1045	8.0253	25.0440
平均年龄 (月)	17.0000	85.5378	44.6740	35.4198	26.4063
持股占净资产比例 (%)	76.8643	92.0100	85.3404	86.2220	5.4469
管理费率 (%)	1.5000	1.5000	1.4517	1.5000	0.2092
托管费率 (%)	0.2500	0.2500	0.2438	0.2500	0.0222
Panel B: 基金持股的总市场风险暴露	P10	P90	Mean	Std. Dev	AR (1)
ILC	0.7186	0.9841	0.8603	0.1054	0.9141
$\Delta ILC$	-0.0461	0.0377	-0.0003	0.0440	-0.0271

续表					
Panel C: 股票收益和特征	P10	P90	Mean	Median	Std. Dev
Log( 公司规模)	14. 0993	16. 8102	15. 3818	15. 2767	1. 0811
账面市值比	0. 3024	0. 9462	0. 6369	0. 6520	0. 2384
月度 Amihud 弱流动性 ( %)	0. 0082	0. 2940	0. 1295	0. 0405	0. 2760
考虑现金分红再投资的月收益率	- 0. 1428	0. 1809	0. 0115	0. 0000	0. 1368
市场风险头寸	0. 6965	1. 6315	1. 1627	1. 1582	0. 3715

注: 为避免前瞻性偏差, 账面市值比考虑滞后三个月的公告期; Log( 公司规模) 表示经对数化处理的总市值; 市场风险头寸的估计参考 Lewellen and Nagel( 2006) 处理异步交易。

Panel B 报告了基金持股的总市场风险暴露的水平值和一阶差分的描述性统计。由 ILC 的 AR( 1) 为 0. 91 可知, 基金整体持股的风险偏好较连贯, 但其月度变动(  $\Delta ILC$ ) 的 AR( 1) 约为 - 0. 03, 说明其新息是合适的风险因子代理变量。个股的月度特征报告在 Panel C 中, 本文的样本与以往文献在特征分布上可比, 排除了主要结论由特定样本驱动的可能。

## 四、实证设计与结果分析

### (一) 隐性杠杆约束与资产价格

#### 1. 隐性杠杆约束在股票、基金截面上的无条件定价

具体地, 每月末, 控制市场组合的超额收益率, 用过去三年的月收益率动态估计股票对隐性杠杆约束变动的敏感程度, 要求估计窗口内有效收益报告期至少有 24 个月, 即

$$R_{i, \tau}^e = \alpha_{it} + \beta_{it}^{ILC} \Delta_{\tau}^{ILC} + \beta_{it}^M R_{M, \tau}^e + \varepsilon_{it}, \tau \in \{t - 35, t\} \quad (6)$$

其中,  $\Delta_{\tau}^{ILC}$  为基金持股总风险头寸的新息,  $\beta_{it}^{ILC}$  为股票对隐性杠杆约束松紧变化的敏感程度。

在检验之前, 我们对隐性杠杆约束的风险价格有一定的预判: 基于投资者风险厌恶,  $\beta_{it}^{ILC}$  较高表明股票收益与  $\Delta_{\tau}^{ILC}$  正相关, 即当基金持股向高贝塔资产倾斜时或杠杆约束收紧时, 股票的期望收益较高。此时, 边际效用较高, 股票较高的偿付抵补了弱流动性的冲击, 故这种资产符合风险厌恶型投资者的偏好, 是合意的低风险资产, 在均衡状态表现出较低的期望收益。由此, 隐性杠杆约束新息的风险价格理论上为负值。

表 2 按照隐性杠杆约束敏感程度高低分组的股票组合

十分位	超额收益	Alphas				Carhart 四因子头寸			
		CAPM	FF3	Carhart4	FF5	$\beta^{MKT}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{UMD}$
P1	1.2166	-0.1728	-0.3188	-0.3605	-0.1417	1.1208 ***	0.1901 *	-0.4772 ***	-0.0594
	(1.24)	(-0.60)	(-1.28)	(-1.39)	(-0.50)	(28.94)	(1.78)	(-4.03)	(-0.70)
P10	1.1553	-0.0401	0.0259	0.0727	-0.0854	0.9781 ***	-0.0642	0.1313	0.0667
	(1.36)	(-0.22)	(0.13)	(0.39)	(-0.46)	(34.29)	(-0.73)	(0.87)	(0.78)
P10 - P1	-0.0613	0.1327	0.3447	0.4333	0.0563	-0.1427 **	-0.2542	0.6085 **	0.1260
	(-0.13)	(0.32)	(0.91)	(1.15)	(0.14)	(-2.41)	(-1.43)	(2.34)	(0.81)

注: 括号中报告经 Newey - West 标准误调整后的 t 值; 收益单位为%; \*\*、\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

每月末 根据  $\beta_{it}^{LLC}$  高低将所有股票排序, 均分为十组, P1 对应  $\beta_{it}^{LLC}$  最高组, P10 对应  $\beta_{it}^{LLC}$  最低组, 构建零成本组合 (P10 - P1)。分组计算市值加权平均收益, 并用 CAPM 模型、Fama 和 French (1992) 三因子模型、Carhart (1997) 四因子模型与 Fama 和 French (2015) 五因子模型对组合收益进行风险基准的调整。表 2 报告了高、低组的平均收益以及 Carhart (1997) 四因子的风险头寸。以 Carhart 四因子风险基准为例, 零成本组合月度超额收益为 0.43% (t = 1.15), 在统计意义上并不显著。换言之, 隐性杠杆约束的松紧变化在股票截面上的无条件定价基本失效。

本文利用基金持仓构造了隐性杠杆约束的测度, 值得进一步研究的是, 基金对隐性杠杆约束变动的敏感程度是否也可预测基金业绩。类似地, 每月末, 用过去 36 个月的基金月度净值收益动态估计其对隐性杠杆约束变动的敏感程度  $\beta_{it}^{LLC}$ , 据其高低排序, 均分为四组, 并在分组次月, 计算每组基金的等权重平均收益, 结果报告在表 3 中。假设基金是理性机构, 从持仓中继承了个股在流动性风险上的头寸, 那么 Q4 - Q1 对应着买入对隐性杠杆变动敏感程度最低 (风险最高) 的组合, 卖出对隐性杠杆约束敏感程度最高 (风险最低) 的组合, 该策略应获得正收益。但如表 3 所示, 流动性风险未被合理定价。

表 3 按照隐性杠杆约束敏感程度高低分组的基金组合

四分位	超额收益	Alphas			Carhart 四因子头寸			
		CAPM	FF3	Carhart4	$\beta^{MKT}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{UMD}$
Q1	0.9400	0.0729	0.3373 **	0.3454 **	0.7536 ***	-0.2710 ***	-0.5389 ***	0.0111
	(1.51)	(0.36)	(2.21)	(2.15)	(16.83)	(-2.58)	(-3.71)	(0.13)
Q4	1.0234	0.1115	0.3232	0.4209 **	0.7831 ***	-0.1536 *	-0.6071 ***	0.1334 **
	(1.51)	(0.45)	(1.63)	(2.37)	(17.83)	(-1.69)	(-5.53)	(1.98)



续表

四分位	超额收益	Alphas			Carhart 四因子头寸			
		CAPM	FF3	Carhart4	$\beta^{MKT}$	$\beta^{SMB}$	$\beta^{HML}$	$\beta^{UMD}$
Q4 - Q1	0.0834	0.0386	-0.0141	0.0755	0.0295	0.1174**	-0.0682	0.1223**
	(0.54)	(0.25)	(-0.09)	(0.49)	(1.06)	(2.29)	(-1.12)	(2.30)

注: 括号中报告经 Newey - West 标准误调整后的 t 值; 收益单位为%; \*\*、\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

## 2. 隐性杠杆约束在股票、基金截面上的条件定价: 投资者情绪

本文基于 De long et al. (1990) 的理论模型, 结合情绪和卖空限制, 对无条件定价的失效作进一步解释。依据 Shen et al. (2017), 市场情绪较高时, 理性投资者因卖空限制不能自由卖出被高估的资产, 乐观者持续买入推高价格, 市场纠偏时表现出低收益, 由此, 高情绪的下一期风险与收益的权衡关系失效。如果隐性杠杆约束的序列刻画了整个市场的流动性风险, 那么未考虑市场情绪时, 其风险价格在资产收益的截面上发生扭曲与预期相符。故本节引入投资者情绪, 探究隐性杠杆约束的条件定价。

表 4 按照隐性杠杆约束敏感程度高低分组的股票组合: 基于情绪的条件定价

风险基准		P1	P10	P10 - P1
超额收益	高情绪	0.0904	-1.0923	-1.1826**
		(0.09)	(-1.36)	(-2.43)
	低情绪	2.6932	3.4646**	0.7714
		(1.43)	(2.29)	(0.84)
	高 - 低	-2.6028	-4.5568***	-1.9540*
		(-1.25)	(-2.77)	(-1.82)
CAPM	高情绪	0.1146	-1.0710***	-1.1857***
		(0.39)	(-3.53)	(-2.67)
	低情绪	-0.8064	0.4007	1.2072
		(-1.42)	(0.92)	(1.41)
	高 - 低	0.9211	-1.4718***	-2.3928**
		(1.35)	(-2.67)	(-2.36)
FF3	高情绪	0.1224	-1.0919***	-1.2143***
		(0.44)	(-3.62)	(-2.58)
	低情绪	-0.7223	0.3683	1.0906
		(-1.32)	(0.78)	(1.22)
	高 - 低	0.8447	-1.4602***	-2.3049**
		(1.36)	(-2.61)	(-2.26)

续表

风险基准		P1	P10	P10 - P1
Carhart4	高情绪	-0.0110	-1.0165 ***	-1.0055 **
		(-0.04)	(-3.40)	(-2.32)
	低情绪	-0.7880	0.4054	1.1933
		(-1.54)	(0.86)	(1.40)
	高 - 低	0.7770	-1.4219 ***	-2.1989 **
		(1.31)	(-2.62)	(-2.28)
FF5	高情绪	0.1596	-1.0473 ***	-1.2069 **
		(0.56)	(-3.64)	(-2.50)
	低情绪	-0.7325	0.3713	1.1038
		(-1.39)	(0.81)	(1.27)
	高 - 低	0.8921	-1.4186 ***	-2.3107 **
		(1.44)	(-2.63)	(-2.25)

注: 依据 CICI 自 2003 年 2 月至 2019 年 12 月间的序列中值定义高、低情绪期; 括号中报告经 Newey - West 标准误调整后的 t 值; 收益单位为%; \*\*、\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

与 Shen et al. (2017) 一致, 根据 CICI 序列中值对样本期分组, 在高、低情绪的下一期重复表 2 中的检验, 结果报告在表 4 中。可见, 在高情绪的次月, 高、低  $\beta_{it}^{LLC}$  组合之间的收益之差约为 -1.18% (t = -2.43), 经风险调整后, 这一差异约为 -1.01% (t = -2.32) 至 -1.21% (t = -2.58), 不满足风险与收益的权衡关系。但是, 在低情绪的下一期, 高、低组合之间的收益之差约为 0.77%, 年化可达 9.26%, 足见市场氛围较理性时, 流动性风险在股票收益的截面上被定价。比较零成本组合的多头与空头, 可见在低情绪的下一期, 价差更多由低  $\beta_{it}^{LLC}$  一组 (即 P10) 驱动。随着  $\beta_{it}^{LLC}$  减小 (风险头寸增大), 分歧更多, 易发生定价偏误, 也与理论预期一致 (Hong and Sraer 2016; Shen et al. 2017)。高、低情绪区制之间, 零成本组合的收益之差约为 1.95%, 年化约为 23.45%, 在统计意义和经济意义上均显著, 可见隐性杠杆约束在股票收益截面上的定价表现出了显著的区域转换。

基于表 3, 我们推测, 基金作为资本市场重要的机构投资者, 也无法对市场情绪脱敏, 需区分市场情绪的高、低区制, 才能有效识别隐性杠杆约束对基金业绩的影响。如表 5 所示, 以 Carhart 四因子模型为例, 在低情绪期的次月,  $\beta_{it}^{LLC}$  最低组的平均收益比  $\beta_{it}^{LLC}$  最高组高出 0.46% (t = 1.69), 表明市场接近理性时, 对杠杆约束收紧敏感程度偏低的基金因承担了更高的流动性风险而获得更高的风险报酬。

表 5 按照隐性杠杆约束敏感程度高低分组的基金组合: 基于情绪的条件定价

四分位	超额收益			CAPM		
	高情绪	低情绪	高 - 低	高情绪	低情绪	高 - 低
Q1	0.1818 (0.26)	2.0717 ** (1.96)	-1.8899 (-1.54)	0.1970 (0.83)	-0.1213 (-0.31)	0.3183 (0.65)
Q4	-0.0483 (-0.06)	2.6229 ** (2.33)	-2.6711 ** (-1.98)	-0.0324 (-0.10)	0.3367 (0.80)	-0.3691 (-0.65)
Q4 - Q1	-0.2301 (-1.45)	0.5512 * (1.87)	-0.7812 ** (-2.28)	-0.2294 (-1.50)	0.4579 * (1.65)	-0.6873 ** (-2.21)
四分位	FF3			Carhart4		
	高情绪	低情绪	高 - 低	高情绪	低情绪	高 - 低
Q1	0.3612 * (1.87)	0.2985 (1.19)	0.0627 (0.19)	0.3711 * (1.87)	0.3043 (1.17)	0.0668 (0.21)
Q4	0.0933 (0.41)	0.6956 ** (2.29)	-0.6023 (-1.55)	0.2068 (0.98)	0.7617 ** (2.49)	-0.5549 (-1.46)
Q4 - Q1	-0.2679 * (-1.71)	0.3971 (1.46)	-0.6650 ** (-2.21)	-0.1644 (-1.21)	0.4574 * (1.69)	-0.6217 ** (-2.01)

注: 括号中报告经 Newey - West 标准误调整后的 t 值; 收益单位为%; \*\*\*, \*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

## (二) 基金持仓的总市场风险暴露是市场弱流动性的代理变量吗

前述检验包含一个潜在假设,即基金持仓的总市场风险暴露是市场弱流动性的代理变量,流动性收紧时,面临融资约束的投资者会对隐性杠杆约束的松紧更加敏感。这一推论反过来,将基金持仓的总风险暴露看成反映市场流动性的状态变量,若基金持仓的总风险暴露处于较高水平,则杠杆约束收紧,流动性减弱。本节从两个角度验证这一假设:(1) 流动性收紧的区制内,隐性杠杆约束的变动对资产收益表现出更强的预测能力;(2) 对于具有杠杆操作空间的债券型基金,隐性杠杆所含流动性风险可被有效定价。

首先,根据 Amihud(2002) 弱流动性的序列中值划分流动性区制。如表 6 中 Panel A 所示,弱流动性时,隐性杠杆约束会以紧边界的形式影响定价核,对隐性杠杆约束敏感度最高、最低的股票表现出显著的收益差异。以 Carhart 四因子风险基准为例,这一价差在弱流动性区制内,比流动性充足的区制内高出约 117 个基点值( $t = 1.81$ )<sup>1</sup>。

<sup>1</sup> 在股票收益的截面上,基于其他风险基准的条件定价有类似结果,留存备索。

表 6 流动性高、低区制: 股票与债券型基金

Panel A: 股票在流动性区制内的条件定价				Panel B: 债券型基金的(无)条件定价			
	Carhart4				Carhart4		
	弱流动	强流动	弱-强		无条件	弱流动	强流动 弱-强
P1	-0.6445 *** (-2.77)	0.0936 (0.18)	-0.7381* (-1.68)	Q1	-0.4807* (-1.87)	-0.8808* (-1.90)	-0.2290 (-0.92) -0.6518 (-1.35)
P10	0.2407 (0.90)	-0.1959 (-0.49)	0.4365 (0.79)	Q4	0.1330 (0.88)	0.2347 (0.88)	0.0691 (0.45) 0.1656 (0.59)
P10 - P1	0.8852 ** (2.11)	-0.2894 (-0.36)	1.1746* (1.81)	Q4 - Q1	0.6138* (1.89)	1.1155 ** (1.96)	0.2981 (1.05) 0.8174 (1.50)

注: 参考 Ma et al. (2020), 以银行间市场 7 天回购利率 (R007) 的序列中值定义债券市场流动性的强、弱区制, 数据源自 Wind 数据库; 括号中报告经 Newey - West 标准误调整后的 t 值; 收益单位为%; \*\*、\* 和 “ ” 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

其次, 如引言所述, 债券型基金拥有可观的杠杆操作空间, 故无条件定价中, 其风险与收益权衡关系的扭曲程度应偏弱。如 Panel B 中“无条件”一列所示, 对流动性收紧的敏感程度偏低的债券基金, 因承担高流动性风险而获得高报酬, 与表 3 形成对照<sup>1</sup>。进一步地, 债券型基金天然对流动性变化较为敏感 (Ma et al., 2020)。可预期, 债券市场流动性较弱时, 隐性杠杆约束的变动对债券型基金的收益表现出更显著的影响。Panel B 的后三列验证了我们的猜想。

### (三) 股票异质性: 融资融券

前文关于股票收益在截面上无条件定价失效的讨论表明, 杠杆约束会引致风险与收益的权衡关系发生扭曲, 而在中国的制度背景中, 融资融券的分阶段试点恰好提供了一个检验契机。2008 年 10 月, 中国证监会经国务院同意, 发布《证券公司业务范围审批暂行规定》, 宣布即将启动融资融券试点。2010 年 3 月, 我国资本市场正式推行融资融券制度试点。故本节从 2010 年 3 月起, 在每个截面将所有样本股票依据动态的调入、调出记录划分为非融资融券标的和融资融券标的, 分别在两个子样本中将股票分为四组, 并检验隐性杠杆约束的无条件定价。其中, Q1 对应  $\beta_{it}^{LLC}$  最高组 (即对隐性杠杆约束收紧最敏感的股票组合, 亦即风险最低组), Q4 对应  $\beta_{it}^{LLC}$  最低组。

<sup>1</sup> 感谢审稿人提出债券基金的相关讨论。与股票型基金的区间一致, 保留 2003—2019 年的契约开放式债券基金。剔除 ETF、LOF、指数基金、伞型、创新型、短期理财、结构化、QDII 等基金, 最终样本包含 896 只债券型基金。

表 7 截面异质性: 融资融券与隐性杠杆约束

风险基准	子样本	Q1	Q4	Q4 - Q1
超额收益	非融资融券标的	0.6225	0.3435	-0.2789*
		(0.75)	(0.43)	(-1.80)
	融资融券标的	0.0517	0.4032	0.3515
		(0.07)	(0.60)	(0.80)
	标的 - 非标的	-0.5707	0.0597	0.6304
		(-1.41)	(0.12)	(1.50)
Carhart4	非融资融券标的	-0.1816	-0.3825***	-0.2009
		(-1.55)	(-2.89)	(-1.35)
	融资融券标的	-0.2873	0.3497	0.6370*
		(-1.07)	(1.65)	(1.77)
	标的 - 非标的	-0.1057	0.7322***	0.8378**
		(-0.37)	(2.79)	(2.04)

注: 分组区间自 2010 年 3 月至 2019 年 12 月, 融资融券标的调入、调出记录源自 Wind。收益单位为%, 括号中报告经 Newey - West 标准误调整后的 t 值; \*\*、\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

对于非融资融券标的, 因其定价核更易面临紧约束, 应表现出更显著的扭曲。结果如表 7 所示, 以 Carhart 四因子风险基准为例, 在非融资融券标的的内部, 高、低四分位组合之间的收益之差为 -0.20% (t = -1.35)。与之不同, 融资融券高、低组的收益之差约为 0.64% (t = 1.77), 流动性风险的定价更具效率, 与李志生等(2015)的发现基本一致。

在高情绪区制内, 对于非融资融券标的, 卖空被限制, 乐观投资者的买入压力将加剧误定价。如表 8 所示, 以 Carhart 四因子风险基准为例, 非融资融券高、低组的收益之差在低情绪区制内为 0.14% (t = 0.44), 在高情绪区制内为 -0.39% (t = -1.99), 即流动性风险与收益之间的权衡关系在高情绪期之后表现出更高的扭曲程度。表 7 和表 8 的对比验证了基金有动机通过持有高市场风险头寸的股票来实现隐性“杠杆”, 而融资融券制度作为一种缓解杠杆约束的手段, 对改善流动性风险在资产收益截面的定价效率有显著作用。

表 8 时序异质性: 市场情绪与隐性杠杆约束

风险基准		非融资融券标的			融资融券标的		
		Q1	Q4	Q4 - Q1	Q1	Q4	Q4 - Q1
超额收益	高情绪	-0.0008	-0.3955	-0.3947**	0.0288	0.1718	0.1429
		(-0.00)	(-0.40)	(-2.02)	(0.03)	(0.24)	(0.26)

续表

		非融资融券标的			融资融券标的		
Carhart4	低情绪	2.5138 **	2.5861 **	0.0723	0.1212	1.1054	0.9842
		(2.11)	(2.03)	(0.26)	(0.16)	(0.78)	(1.04)
	高-低	-2.5146	-2.9816 *	-0.4671	-0.0924	-0.9336	-0.8412
		(-1.46)	(-1.67)	(-1.32)	(-0.08)	(-0.63)	(-0.71)
	高情绪	-0.1708	-0.5562 ***	-0.3855 **	-0.0107	0.2315	0.2421
		(-1.26)	(-4.00)	(-1.99)	(-0.03)	(0.91)	(0.48)
	低情绪	-0.0401	0.1007	0.1408	-0.8678 *	0.8207 *	1.6885 **
		(-0.22)	(0.34)	(0.44)	(-1.91)	(1.87)	(2.11)
	高-低	-0.1307	-0.6570 **	-0.5263	0.8571	-0.5892	-1.4463
		(-0.57)	(-2.10)	(-1.39)	(1.36)	(-1.13)	(-1.41)

注: 括号中报告经 Newey-West 标准误调整后的 t 值; 收益单位为%; \*\*、\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。其他风险基准调整的结果留存备案。

#### (四) 基金异质性: 流动性偏好

已有研究发现, 中小盘基金在流动性收紧时表现出更强的流动性偏好(李仲飞等, 2015; 张浩等, 2017)。基于此, 参考张浩等(2017)依据 Wind 数据库的分类, 将自 2007—2019 年的样本基金划分为大盘基金(1217 只)和中小盘基金(101 只), 分别用两类基金的持股明细构造市场风险暴露指数。可以预期, 如果中小盘基金对市场流动性的变化更敏感, 那么其持仓的总风险暴露更能及时反映隐性杠杆约束的松紧, 进而对其新息敏感度存在截面差异的资产, 应在市场氛围较理性的环境中, 表现出更大的收益差异。

与表 3 一致, 依据 CICS1 序列的中值定义市场情绪的高、低区制, 结果报告在表 9 中。对比“低情绪”的两列, 可见市场氛围较为理性时, 若基于个股对中小盘基金隐性杠杆约束变动的敏感度进行分组, 则高、低组的收益之差均高于基于大盘基金杠杆约束序列的结果。换言之, 中小盘基金整体持股贝塔的上升, 更敏锐地捕捉到了机构投资者隐性杠杆约束收紧的风险, 向市场释放了流动性弱化的信号。

表 9 基于中小盘和大盘基金持股的隐性杠杆约束: 条件定价

P10 - P1	中小盘基金持股的总市场风险暴露			大盘基金持股的总市场风险暴露		
	高情绪	低情绪	高-低	高情绪	低情绪	高-低
超额收益	-0.8371	1.4549	-2.2921	-1.1174 ***	1.4621	-2.5794 *
	(-1.46)	(0.88)	(-1.30)	(-2.65)	(1.10)	(-1.84)
CAPM	-0.8269 *	1.4801	-2.3070	-1.1180 ***	1.4542	-2.5722 *
	(-1.76)	(0.96)	(-1.38)	(-2.65)	(1.13)	(-1.87)

续表

	中小盘基金持股的总市场风险暴露			大盘基金持股的总市场风险暴露		
FF3	-0.6715 ( -1.32)	2.6773* ( 1.78)	-3.3488** ( -2.11)	-1.0524** ( -2.36)	2.1109 ( 1.42)	-3.1633** ( -2.12)
Carhart4	-0.8144 ( -1.56)	2.6910* ( 1.92)	-3.5055** ( -2.30)	-0.9762** ( -2.20)	2.1036 ( 1.37)	-3.0798** ( -1.98)
FF5	-0.8470* ( -1.77)	2.5000* ( 1.84)	-3.3470** ( -2.18)	-1.3359*** ( -2.73)	1.8438 ( 1.39)	-3.1797** ( -2.28)

注: 因动态估计, 分组区间自 2010 年至 2019 年; 收益单位为%, 括号中报告经 Newey - West 标准误调整后的 t 值; \*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

#### (五) 稳健性检验与安慰剂检验

稳健性分析主要从四个方面展开。其一, 考虑到基金持仓占比可能被动变化, 个股贝塔可能发生“漂移”, 参考 Cao et al. (2013) 在构造隐性杠杆约束的测度时引入滞后期来区分基金的主动决策和被动应对。其二, 2006 年股权分置改革涉及限售股解禁, 可能急剧改变股票流动性(张浩等 2017), 而 2008 年和 2015 年前后, 流动性螺旋型流失。为排除结果仅由极端期驱动的可能, 剔除相应区间重复检验。其三, 为了排除投资者情绪的代理变量影响结果, 替换使用基于股吧发帖文本的看涨情绪指数(金秀等 2018) 或纳入市盈率的看涨情绪指数(Han and Li 2017)。其四, 依据换手率定义流动性强、弱区制。主要结果均与前述分析一致。

最后, 划分牛、熊市作为安慰剂检验。结果表明, 流动性风险的定价不完全依赖于市场周期。这一结果拓展补充了 Shen et al. (2017) 和 Chen et al. (2019) 关于宏观风险因子的条件定价不依赖于经济周期的结论。

## 五、结论与启示

基于以股票投资为主导的积极管理型开放式基金, 本文探究其持仓的总市场风险暴露的经济含义, 检验不同资产对总市场风险暴露的敏感程度是否能够预测其收益。基金自主施加的零杠杆约束使其有动机在流动性收紧时, 通过持有高市场风险头寸的股票来间接实现“隐性杠杆”。我们根据整个基金行业持股的风险偏好来推断市场流动性的态势, 发现隐性杠杆约束所隐含的流动性风险在股票和基金截面上的无条件定价基本失效, 但是基于市场情绪和流动性区制的条件定价有效。具体而言, 在市场氛围较理性或流动性收紧的区制内, 对隐性杠杆约束敏感度较低(较高)的资产, 因在边际效用最大时产生较少(较多)支付而具有较高(较低)的流动性风险, 由此投资者对其要求较高(较低)的期望收益作为风险补偿。结合我国资本市场融资融券的分阶段试点, 本文比较了隐性杠杆约束在融资融券标的与非融资融券标的内部的条件定价, 通过非融资融券标的的更大程

度的定价扭曲,验证了高情绪期卖空限制形成隐性杠杆紧约束,进而影响定价核的猜想。最后,将基金持仓的隐性杠杆约束进一步分解,本文发现中小盘基金的持股贝塔更能及时捕捉市场流动性收紧的风险。

本文对现实经济具有如下启示。第一,我国股票市场的总市值仅次于美国,及时了解资本市场的流动性动态尤为重要。随着个人投资者参与度的提高及高频交易的引入,刻画流动性时换手率等指标的代表性有所减弱(Baker and Wurgler 2007)。从这个角度看,基金持股的整体风险敞口能够动态捕捉机构受杠杆约束的松紧,释放流动性是否充裕的信号。第二,定价效率与市场情绪紧密关联,在稳定市场的政策制定中,应将投资者情绪纳入考虑范畴,引导投资者对风险与收益的权衡关系有更深入的认识。尤其是新冠肺炎疫情之后,资本市场进入相对宽松的流动性环境,关于机构持股“抱团”或“瓦解”的讨论未歇。当市场分歧加剧,投资者更应谨防过度杠杆化的风险。第三,融资融券制度在一定程度上可缓解传统机构投资者面临的杠杆约束,改善定价效率。结合当前我国逐步深化投资端改革的宏观背景,资本市场应致力于完善制度建设和推进金融创新,壮大理性成熟的机构投资者的力量。

## 参考文献

- [1] 金秀、姜尚伟和苑莹 2018,《基于股吧信息的投资者情绪与极端收益的可预测性研究》,《管理评论》第 7 期,第 16 ~ 25 页。
- [2] 李志生、陈晨和林秉旋 2015,《卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据》,《经济研究》第 4 期,第 165 ~ 177 页。
- [3] 李仲飞、黄宇元和邓柏峻 2015,《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,第 108 ~ 118 页。
- [4] 李志冰、杨光艺、冯永昌和景亮 2017,《Fama - French 五因子模型在中国股票市场的实证检验》,《金融研究》第 6 期,第 191 ~ 206 页。
- [5] 刘莎莎、刘玉珍和唐涯 2013,《信息优势、风险调整与基金业绩》,《管理世界》第 8 期,第 67 ~ 76 页。
- [6] 罗荣华、陈新春和刘阳 2017,《资金流波动、基金流动性配置与基金业绩》,《证券市场导报》第 11 期,第 49 ~ 60 页。
- [7] 孟庆斌、杨俊华、许伟和吴蕾 2019,《投资者申赎与公募基金业绩粉饰——基于中国基金信息披露差异的经验证据》,《管理评论》第 11 期,第 20 ~ 32 页。
- [8] 申宇、赵静梅和何欣 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,第 53 ~ 66 页。
- [9] 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,第 112 ~ 125 页。
- [10] 易志高和茅宁 2009,《中国股市投资者情绪测量研究: CICI 的构建》,《金融研究》第 11 期,第 174 ~ 184 页。
- [11] 张浩、黄宇元和王斌 2017,《基金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,第 51 ~ 62 页。
- [12] 张宗新和缪婧倩 2012,《基金流量与基金投资行为——基于动态面板数据模型的实证研究》,《金融研究》第 4 期,第 110 ~ 123 页。
- [13] 中国人民银行营业管理部课题组 2017,《预算软约束、融资溢价与杠杆率——供给侧结构性改革的微观机理与经济效益研究》,《经济研究》第 10 期,第 53 ~ 66 页。
- [14] Agarwal, V., G. D. Gay, and L. Ling. 2014. “Window Dressing in Mutual Funds”, *The Review of Financial Studies*, 27( 11): 3133 ~ 3170.



- [15] Agarwal, V. , and H. Zhao. 2019. "Interfund Lending in Mutual Fund Families: Role in Liquidity Management" , *The Review of Financial Studies* , 32( 10) : 4079 ~ 4115.
- [16] Amihud, Y. 2002. "Illiquidity and Stock Returns: Cross - Section and Time - Series Effects" , *Journal of Financial Markets* , 5( 1) : 31 ~ 56.
- [17] An, L. , D. Lou , and D. Shi. 2019. "Wealth Redistribution in Bubbles and Crashes" , Working paper.
- [18] Asness, C. , A. Frazzini , N. J. Gormsen and L. H. Pedersen. 2020. "Betting Against Correlation: Testing Theories of the Low - Risk Effect" , *Journal of Financial Economics* , 135( 3) : 629 ~ 652.
- [19] Baker, M. and J. Wurgler. 2006. "Investor Sentiment and the Cross - Section of Stock Returns" , *Journal of Finance* , 61( 4) : 1645 ~ 1680.
- [20] Baker, M. and J. Wurgler. 2007. "Investor Sentiment in the Stock Market" , *Journal of Economic Perspectives* , 21( 2) : 129 ~ 151.
- [21] Ben - Rephael, A. , S. Kandel , and A. Wohl. 2012. "Measuring Investor Sentiment with Mutual Fund Flows" , *Journal of Financial Economics* , 104( 2) : 363 ~ 382.
- [22] Boguth, O. , and M. Simutin. 2018. "Leverage Constraints and Asset Prices: Insights from Mutual Fund Risk Taking" , *Journal of Financial Economics* , 127( 2) : 325 ~ 341.
- [23] Brunnermeier, M. K. , and L. H. Pedersen. 2009. "Market Liquidity and Funding Liquidity" , *Review of Financial Studies* , 22( 6) : 2201 ~ 2238.
- [24] Cao, C. , Y. Chen , B. Liang , and A. W. Lo. 2013. "Can Hedge Funds Time Market Liquidity?" , *Journal of Financial Economics* , 109( 2) : 493 ~ 516.
- [25] Carhart, M. M. 1997. "On Persistence in Mutual Fund Performance" , *The Journal of Finance* , 52( 1) : 57 ~ 82.
- [26] Chen, Z. , A. Lu , and X. Zhu. 2019. "Investor Sentiment and the Pricing of Macro Risks for Hedge Funds" , Working Paper.
- [27] Christoffersen, S. , and M. Simutin. 2017. "On the Demand for High - Beta Stocks: Evidence from Mutual Funds" , *Review of Financial Studies* , 30( 8) : 2596 ~ 2620.
- [28] De Long, J. B. , A. Shleifer , L. H. Summers , and R. J. Waldmann. 1990. "Noise Trader Risk in Financial Markets" , *Journal of Political Economy* , 98( 4) : 703 ~ 738.
- [29] Dong, X. , S. Feng , and R. Sadka. 2019. "Liquidity Risk and Mutual Fund Performance" , *Management Science* , 65( 3) : 1020 ~ 1041.
- [30] Fama, E. F. , and K. R. French. 1992. "The Cross - Section of Expected Stock Returns" , *The Journal of Finance* , 47( 2) : 427 ~ 465.
- [31] Fama, E. F. , and K. R. French. 2015. "A Five - factor Asset Pricing Model" , *Journal of Financial Economics* , 116( 1) : 1 ~ 22.
- [32] Frazzini, A. , and L. H. Pedersen. 2014. "Betting Against Beta" , *Journal of Financial Economics* , 111( 1) : 1 ~ 25.
- [33] Gao, G. P. , P. Gao , and Z. Song. 2018. "Do Hedge Funds Exploit Rare Disaster Concerns?" , *The Review of Financial Studies* , 31( 7) : 2650 ~ 2692.
- [34] Goldstein, I. , H. Jiang , and D. T. Ng. 2017. "Investor Flows and Fragility in Corporate Bond Funds" , *Journal of Financial Economics* , 126( 3) : 592 ~ 613.
- [35] Han, X. , and Y. Li. 2017. "Can Investor Sentiment Be a Momentum Time - Series Predictor? Evidence from China" , *Journal of Empirical Finance* , 42: 212 ~ 239.
- [36] He, Z. , and A. Krishnamurthy. 2013. "Intermediary Asset Pricing" , *American Economic Review* , 103( 2) : 732 ~ 770.
- [37] Hong, H. , and D. A. Sraer. 2016. "Speculative Betas" , *The Journal of Finance* , 71( 5) : 2095 ~ 2144.
- [38] Huang, J. , C. Sialm , and H. Zhang. 2011. "Risk Shifting and Mutual Fund Performance" , *Review of Financial*

- Studies ,24( 8) : 2575 ~ 2616.
- [39]Kacperczyk ,M. , C. Sialm , and L. Zheng. 2008. “Unobserved Actions of Mutual Funds” , *The Review of Financial Studies* ,21( 6) : 2379 ~ 2416.
- [40]Lewellen ,J. , and S. Nagel. 2006. “The Conditional CAPM Does Not Explain Asset – Pricing Anomalies” , *Journal of Financial Economics* ,82( 2) : 289 ~ 314.
- [41]Liu ,J. , R. F. Stambaugh , and Y. Yuan. 2019. “Size and Value in China” , *Journal of Financial Economics* ,134( 1) : 48 ~ 69.
- [42]Ma ,Y. , K. Xiao , and Y. Zeng ,2020. “Mutual Fund Liquidity Transformation and Reverse Flight to Liquidity” , Working Paper.
- [43]Manconi ,A. , M. Massa , and A. Yasuda. 2012. “The Role of Institutional Investors in Propagating the Crisis of 2007–2008” , *Journal of Financial Economics* ,104( 3) : 491 ~ 518.
- [44]Ng ,L. , and Q. Wang. 2004. “Institutional Trading and the Turn – of – the – Year Effect” , *Journal of Financial Economics* ,74( 2) : 343 ~ 366.
- [45]Pastor ,L. , R. F. Stambaugh , and L. A. Taylor. 2017. “Do Funds Make More When They Trade More?” , *The Journal of Finance* ,72( 4) : 1483 ~ 1528.
- [46]Shen ,J. , J. Yu , and S. Zhao. 2017. “Investor Sentiment and Economic Forces” , *Journal of Monetary Economics* ,86: 1 ~ 21.
- [47]Simutin ,M. 2014. “Cash Holdings and Mutual Fund Performance” , *Review of Finance* ,18( 4) : 1425 ~ 1464.

## Implicit Leverage Constraints , Liquidity Risk , and Investor Sentiment

ZHU Xiaoquan CHEN Zhuo

( School of Banking and Finance , University of International Business and Economics;  
PBC School of Finance , Tsinghua University)

**Summary:** The Administrative Measures for the Operation and Management of Publicly Offered Securities Investment Funds , implemented in August 2014 , require the leverage of fixed – income funds to be below 140% but give no explicit requirement for the leverage of equity funds. In practice , equity funds barely invest on margin and even set aside a high proportion of cash reserves ( Simutin ,2014; Boguth and Simutin ,2018) . This self – imposed zero – leverage constraint is implicit and motivates funds to indirectly gain leverage by holding high beta stocks when funding conditions deteriorate. Based on this intuition , this paper uses actively managed equity – oriented open – end funds from 2003 to 2019 to explore the implications of the aggregate mutual fund beta.

We aggregate all actively managed equity funds in China to a hypothetical large fund and calculate the value – weighted average market beta of its aggregate A – share holdings. Following Brunnermeier and Pedersen ( 2009) , we conjecture that a priced liquidity risk factor drives the dynamic of the aggregate mutual fund beta. The time series of the aggregate mutual fund beta contains useful information on the tightness of implicit leverage constraints for Chinese mutual funds and reflects the liquidity condition in the stock market. Furthermore , we investigate whether loadings on changes in the aggregate mutual fund beta predict returns in the cross – section.

We find that exposure to the monthly change in the aggregate mutual fund beta unconditionally fails to predict returns at the firm and fund levels. In contrast, such exposure negatively predicts stock and fund returns following periods of low sentiment or low liquidity. The negative price of the change in the tightness of implicit leverage constraints is consistent with the notion that an asset that pays off when implicit leverage constraints are tighter provides capital when the capital is most valuable. As a result, the strong performance of stocks and funds with low exposure to implicit leverage constraints following periods of low sentiment or low liquidity can be rationalized as compensation for liquidity risk. However, short-sale constraints prohibit the positive relationship between leverage tightness exposure and stock returns after periods of high sentiment.

By exploiting the staggered implementation of pilot marginable stocks in China, our study compares the cross-sectional pricing power of changes in implicit leverage constraints among pilot and non-pilot stocks. We find that the distorted risk-return relationship is more pronounced among stocks that are ineligible for margin trading. This confirms our conjecture regarding conditional pricing, namely, that in high-sentiment regimes, short-selling constraints lead to active leverage constraints and thus affect the pricing kernel. Next, recent papers document that funds oriented toward small- and medium-cap stocks exhibit a stronger liquidity preference in deteriorating funding conditions (Li et al., 2015; Zhang et al., 2017). We construct the fund-beta-based implicit leverage constraint using funds investing in small- and medium-sized stocks and document that this aggregate beta measure captures the dynamics of funding liquidity in a more timely manner.

This study extends the literature in two ways. First, we propose a measure for implicit leverage constraints. Different from developed markets, retail investors have long been important market participants in the A-share market. Meanwhile, the recent emergence of high-frequency trading, together with retail investors' noisy trading, may invalidate turnover as an effective proxy for market funding conditions (Baker and Wurgler, 2007). The proposed aggregate risk-taking measure of mutual funds can be used as a market-based forward-looking signal of market illiquidity. Second, we explore the interaction between implicit and explicit leverage constraints. We show that the distorted risk-return relationship between leverage tightness exposure and stock returns is more pronounced among stocks that are ineligible for margin trading, especially after periods of high sentiment. These findings provide direct evidence of the conditional pricing of liquidity risk.

However, semi-annual snapshots of fund holdings fail to capture the daily trading activities of active funds, thus contaminating our liquidity measure. We mitigate this concern by dropping funds with a high probability of window dressing, and our main findings remain unchanged. In addition, it is possible that other forces overlap with our sentiment channel; for example, the timing ability of fund managers and investor inflows/outflows may affect the aggregate fund beta. Furthermore, it is relevant to investigate whether mutual fund herding during high-sentiment periods affects price efficiency. We leave these questions for future research.

**Keywords:** Fund Holding, Leverage Constraint, Illiquidity, Investor Sentiment

**JEL Classification:** G11, G12, G20

(责任编辑: 李文华) (校对: LH)