

杠杆交易与流动性协同对股价跌幅的影响

汤怀林¹, 李平¹, 廖静池², 曾勇¹

(1. 电子科技大学经济与管理学院, 四川成都 611731; 2. 深圳证券交易所综合研究所, 广东深圳 518038)

摘要: 个股与市场总体之间的流动性协同在证券市场中普遍存在. 选取沪深两市 A 股上市公司股票为研究样本, 利用 2015 年股灾期间的日交易数据, 实证分析杠杆交易是否是股灾中个股产生流动性协同的驱动因素, 以及个股的流动性协同是否对其股价跌幅存在显著影响. 实证结果发现, 股灾中个股的流动性受到高杠杆股票组合流动性变动的显著影响, 且杠杆交易越多的个股受到的影响越大, 表明杠杆交易是股灾中个股流动性协同的重要驱动因素. 进一步的研究表明, 杠杆交易越多, 个股股灾中的价格跌幅越大, 并且个股的流动性协同程度对股价跌幅具有显著的正向影响.

关键词: 杠杆交易; 市场流动性; 流动性协同; 股灾

中图分类号: F830.9 文献标识码: A 文章编号: 1000-5781(2019)06-0790-16

doi: 10.13383/j.cnki.jse.2019.06.007

Impacts of leveraged trading and liquidity commonality on decline of stock price

Tang Huailin¹, Li Ping¹, Liao Jingchi², Zeng Yong¹

(1. School of Management and Economics, University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu 611731, China; 2. Research Institute, Shenzhen Stock Exchange, Shenzhen 518038, China)

Abstract: The liquidity commonality between individual stock liquidity and market liquidity is a common phenomenon in securities market. Using daily trading data from Shanghai and Shenzhen A shares of listed companies during the 2015 stock market crash, it is empirically analyzed whether leveraged trading is a driving force for liquidity commonality, and whether the liquidity commonality can explain the decline of stock price. It is found that the liquidity of individual stock is significantly influenced by the liquidity of the portfolio with high leveraged trading, particularly for the stocks involved with more leveraged trading, which indicates that leveraged trading is a driving factor for the liquidity commonality during the market crash. Furthermore, it is also found that stocks with more leveraged trading will have greater price declines during the market crash, and that the degree of liquidity commonality of individual stock has significantly positive impact on the decline of stock price.

Key words: leveraged trading; market liquidity; liquidity commonality; stock market crash

1 引言

2015年6月13日,证监会下发《关于加强证券公司信息系统外部接入管理的通知》,明令禁止证券公司为场外配资提供证券交易接口,随后中国股市发生了有史以来最为严重的股灾,上证综指由6月12日

收稿日期: 2018-07-30; 修订日期: 2019-03-28.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71873022); 文化名家暨“四个一批”人才工程资助项目(中宣办发[2015]49号).

最高时的 5 178 点急剧下跌至 7 月 8 日的 3 421 点, 8 月 26 日更是探底 2 850 点, 短短 52 个交易日跌幅达 45%, 期间更是出现多达 16 次“千股跌停”的奇观和“千股停牌”的罕见现象. 此轮股灾使得市场短期内蒸发数十万亿元, 给投资者带来巨大损失, 对证券市场造成的损害更是无可估量. 针对此轮股灾, 从市场到监管层几乎一致认定杠杆交易催生了股灾前的牛市, 也是监管层的去杠杆行为引发了股市的第一轮暴跌, 其中场外配资的非法野蛮生长更是成为批判的众矢之的, 而 8 月中旬的二次下跌则主要由全球金融风险导致, 与中国资本市场本身问题关系不大^[1,2].

所谓杠杆交易, 是指投资者在自有资金的基础上按照一定比例借入资金进行证券买卖的行为. 例如, 投资者在自有资金 50 元的基础上按 1:1 的比例借入 50 元, 买入价格为 100 元的股票, 此时杠杆率为 2 倍. 在此轮股灾发生前, 投资者通过证券公司两融业务下的融资业务、证券公司收益互换业务、单账户结构化配资、伞形结构化信托、分级基金、资管计划以及 P2P 与民间配资等渠道, 获取资金进行杠杆交易. 杠杆倍数从证券公司融资业务的 1 倍, 到伞形信托的 2 倍~3 倍, 到民间配资的 4 倍~5 倍甚至高达 10 倍不等^[2]. 随着杠杆交易的迅猛发展, 杠杆资金在市场中的占比不断提高, 市场中的投机性泡沫不断增大, 风险也在不断积聚. 据统计, 融资余额在股灾前的一年时间内由 0.4 万亿元快速增至 2.2 万亿元, 上证综指则由最低时的 2 000 点爬升至最高时的 5 178 点, 涨幅超 150%. 加上场外配资, 股灾前杠杆资金的峰值高达 5 万亿元, 占 A 股总市值的 7.2% 和流通市值的 19.2%^[1].

针对此轮股灾, 相关学者对其形成原因进行了分析, 例如吴晓灵等^[1]从融资杠杆、交易工具、投资者结构和新股发行制度等八大方向初步分析了 2015 年股灾的形成原因. 林采宜^[3]对杠杆交易的风险传导机制进行了阐述, 指出市场风险呈现出由高杠杆资金向低杠杆资金逐级蔓延, 风险程度和影响范围不断扩大的传导过程, 而股灾则是由于杠杆崩塌后的流动性丧失导致股市的螺旋式下跌. 实证研究方面, 李政等^[4]首次基于股灾前后的市场数据, 对融资交易与股价之间的互动关系进行了考察, 结果发现以融资交易为代表的杠杆交易确实加剧了股市波动, 促使股市迅速泡沫化, 并最终导致股灾危机的发生. 鲁璐等^[5]同样发现杠杆交易在很大程度上导致了此轮股市的波动: “加杠杆”引起股市的上涨, 而“去杠杆”则引起股市的下跌. 吴良等^[6]主要通过理论研究发现, 卖空限制对资产泡沫的形成起核心作用, 而“去杠杆”冲击造成的流动性危机引发了价格的断崖式下跌. 韦立坚等^[7]采用仿真模拟的方式揭示了高杠杆融资在投资者非理性行为和现行市场微观结构机制作用下引致股市流动性踩踏危机的原理. 研究表明, 融资杠杆在投资者的技术分析策略和适应性转换动态资产配置作用下, 对市场泡沫的形成与破灭起到推波助澜的作用, 并引起个股板块联动和流动性缺失传染, 最终导致连锁强行平仓, 从而引发了流动性踩踏危机. 此外, 王爽等^[8]实证分析了 2015 年股市异常波动中沪深 300 股指期货与现货市场的动态关系, 结果表明股指现货价格的剧烈波动并不是由股指期货交易引起的, 本轮股市异常波动的原因不应归咎于股指期货.

可以看出, 现有关于此轮股灾的研究仅限于简单的逻辑推理或猜测, 缺乏严谨的实证检验, 仅有的几篇实证研究, 也只是直接考察杠杆交易与股价的关系, 没有从交易机制和流动性风险的角度深入分析此次股灾形成的市场微观结构机理. 现有研究指出, 金融市场流动性的突然枯竭是导致金融危机的关键因素, 理解流动性水平和流动性风险与资产定价机制的关系更是理解金融危机的核心^[9-11]. Brunnermeier 等^[10]将流动性分为市场流动性(market liquidity)和融资流动性(funding liquidity), 并提出“流动性螺旋(liquidity spirals)”效应, 为市场流动性枯竭的原因及由此导致的股市暴跌提供了很好的解释. 具体而言, 股票市场的流动性在相当程度上取决于投资者的融资能力. 当投资者拥有较丰富的自有资金, 并能够以较低成本借入资金进行较高杠杆的投资, 其更情愿参加市场交易, 提供流动性. 然而, 一旦市场融资流动性收紧, 投资者因融资能力下降而减少交易, 市场流动性随之下降, 股票交易成本上升, 股价下跌. 股价下跌使得杠杆投资者遭受损失, 同时又因保证金要求和强制平仓机制的存在, 被迫卖出股票. 当大量卖出同时发生, 市场流动性需求急剧上升, 逐渐趋于枯竭, 市场必然出现暴跌. 更为重要地, 由于市场中的投资者同时为多只股票提供流动性, 当其融

资能力受到限制时,必然会同时减少对所持股票的流动性供给,股票之间流动性协调现象由此产生。

作为流动性风险之一,个股与市场总体之间的流动性协调近来得到广泛关注。现有研究主要从存在性、产生原因以及定价问题三个方面对流动性协调进行了分析。对于流动性协调的存在性,Chordia 等^[12]、Hasbrouk 等^[13]和 Huberman 等^[14]率先发现美国股市中市场总体流动性对个股流动性的形成具有驱动作用,个股与市场总体之间存在显著的流动性协调。随后,Brochman 等^[15]、Pukthuanthong-Le 等^[16]分别利用香港和泰国的股票交易数据,研究发现流动性协调同样存在于订单驱动型市场。Brochman 等^[17]、Karolyi 等^[18]则发现大多数证券交易所个股的流动性皆受到市场总体的显著影响,流动性协调是普遍存在的全球性现象。国内,宋逢明等^[19]、王春峰等^[20]研究发现流动性协调在沪市中显著存在,且存在一定的规模效应。王于栋等^[21]研究表明中小板市场中个股与市场总体的流动性协调程度小于主板市场,且个股之间存在很大差异。张玉龙等^[22]利用拓展的 FDR 法,研究发现沪深股市存在显著的流动性协调,且具有一定的持续性。Narayan 等^[23]同样发现沪深两市存在显著的流动性协调,同时行业流动性变动对个股流动性变动存在较强影响。

在流动性协调被普遍发现的同时,现有研究主要从供给或需求两个角度解释其产生的原因。从供给的角度来说,现有理论研究^[24-27]和实证分析皆表明,流动性提供者的融资约束是个股与市场产生流动性协调的重要原因。例如,Coughenour^[28]实证研究发现,由于存在资金和信息共享,共同的做市商会导致股票间产生流动性协调,且协调程度随着做市商提供流动性的风险的增加而增加。Comerton-Forde 等^[29]研究发现,做市商的资产负债表和损益变动对其所持股票的流动性存在显著影响,当做市商持有较多股票或遭受损失时,市场总体或所持股票的流动性将会下降。Hameed 等^[30]、Karolyi 等^[18]和 Rösch 等^[31]则发现个股与市场的流动性协调在股市下跌阶段显著增加,其原因便在于流动性提供者在股市下跌中面临着严重的融资约束。从需求角度看,Koch 等^[32]、Brochman 等^[33]和 Kamra 等^[34]的研究结果表明,指数化交易、机构投资者的持股及交易活动等是促使个股流动性产生协调的重要原因。Karolyi^[18]利用全球 40 个发达和新兴股票市场的交易数据,分别从需求和供给两个角度对流动性协调的产生原因进行了实证检验,实证结果更支持需求角度的解释。

投资者不仅偏好持有流动性水平好的股票,更偏好持有流动性风险低的股票,从而在市场出现异常中遭受更少的损失^[35]。对于流动性协调的定价问题,Acharya 等^[36]提出流动性调整的 CAPM 模型,理论验证个股与市场的流动性协理应被定价,因为投资者更偏好市场异常时与市场流动性协调程度更低的股票,但他们的实证结果并未为此提供支持。Lee^[37]基于国际市场的研究发现,流动性协调这一风险在新兴市场中存在定价效应。Moshirian 等^[38]基于 39 个证券市场的研究发现,流动性协调在世界股票市场中显著被定价,且在发达国家中的定价效应更强。黄峰等^[39]、张玉龙等^[40]的研究表明,中国股市中的流动性协调在一定程度上对资产价格存在显著影响。

基于上述分析,2015 年股灾发生的微观机理如下:当场外高杠杆配资业务遭受查处后,市场流动性随着高杠杆资金的退出而下降,导致部分股票价格下跌;股价下跌引发高杠杆配资账户触及“警戒线”甚至“平仓线”,而投资者又因融资渠道受限导致无法及时补足保证金,此时配资账户将被资金出借方强制平仓。由于配资账户通常持有多只股票,强制平仓将导致账户内的多只股票被卖出,使得多只股票同时出现流动性需求上升和价格不同程度的下跌。与此同时,同一只股票可能被多个配资账户同时持有,从而股价下跌便会引起其他配资账户进入警戒状态,强制平仓风险因此由高杠杆配资账户向次高级配资账户逐渐扩散。当不断下跌的股价和抛盘形成相互强化的多米诺骨牌效应时,整个市场的流动性需求急剧上升并出现强烈的流动性协调,流动性丧失殆尽逐渐枯竭,股灾随之发生。同时,当市场总体流动性趋于枯竭时,投资者对流动性变得更差的股票将要求更高的收益以补偿其面临的交易成本,也就是说,股灾中与市场总体流动性协调程度越高的个股将有更大的价格跌幅。更重要地,相对市场总体的影响,个股流动性受杠杆交易的影响程度更值

得关注。

为了研究杠杆交易是否是 2015 年股灾中股票之间产生流动性协同的驱动因素, 以及个股与市场总体, 特别是与高杠杆股票组合之间的流动性协同是否对价格跌幅存在显著影响, 本文选取沪深两市 A 股上市公司股票为研究样本, 以流动性协同为研究核心, 分析股灾期间杠杆交易、流动性协同与股价跌幅三者的关系。以暴涨阶段个股的价格涨幅作为杠杆交易的测度变量, 借鉴 Coughenour 等^[28]和 Koch 等^[32]的研究方法, 结果发现个股与高杠杆股票组合之间存在较强且显著的流动性协同, 且杠杆交易越多的个股与高杠杆股票组合的流动性协同程度越高, 表明流动性协同在 2015 年股灾中显著存在, 而杠杆交易则是其产生的重要驱动因素。同时, 个股流动性协同与股价跌幅的回归结果显示, 与高杠杆股票组合以及市场总体之间的流动性协同程度越大, 个股的价格下跌幅度越大。

2 数据与变量

2.1 样本与数据选取

本文以沪深两市 A 股上市公司股票 2013-07~2015-09 的日交易数据为研究样本, 数据字段包括日收盘价、日收益率、日交易量、日交易金额以及日流通市值等。对初始股票样本依次进行如下筛选: 1) 剔除 2013 年及之后上市交易的股票。2) 剔除 2013-07 月~2015-09 期间含有非正常交易状态(如 ST, *ST 等)的股票。3) 剔除下跌阶段(2015-06-15~2015-07-15)因除权除息导致股价发生明显跳跃(除权除息日收盘价较昨日收盘价跌幅超过 11%)的股票。4) 剔除所有含缺失值或日收益率绝对值超过 11% 的日交易数据。5) 剔除平稳阶段(2013-07~2014-06)或暴涨阶段(2014-07-01~2015-06-12)日交易数据少于 100 的股票。6) 剔除下跌阶段日交易数据少于 15 的股票。经过初步筛选, 共获得样本股票 1 714 只, 其中沪市 716 只, 深市主板 313 只, 中小板 444 只, 创业板 241 只。所用的股票日交易数据来源于国泰安(CSMAR)经济金融数据库。

2.2 杠杆测度与非流动性指标

虽然杠杆交易被一致认定是此轮股灾的罪魁祸首, 但目前尚无权威数据对股灾前个股承受的杠杆资金进行详细披露, 因而对个股的杠杆交易程度进行准确衡量较为困难。尽管“两融”股票会披露每个交易日的融资融券交易数据, 但由于存在多种形式的场外配资, 融资交易数据并不能反映个股所承受的全部杠杆。与此同时, “两融”股票仅占整个股市的一部分, 而非“两融”股票在市场暴涨过程中亦受到了杠杆交易的影响, 且程度可能更大。据统计, 股灾前全市场杠杆资金的峰值高达 5 万亿元, 占 A 股总市值的 7.2% 和流通市值的 19.2%, 其中融资余额最高时约为 2.2 万亿元^[1]。然而, 针对股灾前暴涨阶段的研究发现, 杠杆交易对个股的交易活跃性和市场流动性具有显著的提升作用, 进而正向影响股票价格^[41]。因此, 本文以暴涨阶段个股的价格涨幅(PrcUchg), 即个股 2015-06-12 的可比收盘价相对 2014-07-01 的百分比变动, 作为杠杆交易的测度变量。价格涨幅越大, 个股的杠杆交易越多, 反之越少。相应地, 本文测算了个股下跌阶段的价格跌幅(PrcDchg), 即个股 2015-07-15 的可比收盘价相对 2015-6 月 15 日的百分比变动。为了便于理解, 对个股的价格跌幅取相反数。

对于市场流动性测度指标, 现有研究分为基于日交易数据计算的低频指标和基于高频数据计算的高频指标, 其中 Amihud^[42]利用股票日收益率和交易金额构建的非流动性指标是测度个股市场流动性的有效指标^[43,44], 且其具有计算数据可获得性高和计算方法简单的优点。梁丽珍等^[45]研究发现非流动指标在捕捉流动性方面要优于换手率和 Pastor-Stambaugh 测度, 张峥等^[46]发现非流动性是中国股市中较好的低频指标, 其不仅能够把握以买卖价差所代表的交易成本维度, 还能够反映价格冲击的维度。最近, 万孝园等^[47]的研究也表明非流动性是较好的流动性测度指标。因此, 本文选取非流动性指标作为个股市场流动性的测度变量, 其值越大表明流动性越差。与此同时, 为了测度下跌阶段个股的流动性协同, 借鉴现有研究^[32,34], 按式(1)计

算个股每个交易日的非流动性变动值

$$\Delta ILLIQ_{i,d} = \ln(|R_{i,d}| \text{TrdVol}_{i,d-1} / (|R_{i,d-1}| \text{TrdVol}_{i,d})), \quad (1)$$

其中 $\Delta ILLIQ_{i,d}$ 表示个股 i 交易日 d 的非流动性变动值; $R_{i,d}$ 表示个股 i 交易日 d 的收益率; $\text{TrdVol}_{i,d}$ 表示个股 i 交易日 d 的交易金额(以亿元计). 对于每只股票, 仅计算 $R_{i,d}$ 不为 0, 且 $\text{TrdVol}_{i,d}$ 大于 0 的交易日的非流动性指标. 同时, 对于下跌阶段, 仅计算 $R_{i,d}$, $R_{i,d-1}$ 都不为 0, 且 $\text{TrdVol}_{i,d}$, $\text{TrdVol}_{i,d-1}$ 都大于 0 的交易日的非流动性变动值.

2.3 控制变量

Amihud 等^[48]通过理论模型和实证分析, 发现买卖价差越大的股票预期收益率越高, 表明股票存在非流动性溢价, 即投资者对流动性越差的股票要求越高的收益率. 随后, 他们实证分析了股票的市场贝塔、买卖价差以及规模等因素对股票收益率的影响, 发现股票的市场贝塔和买卖价差对收益率存在显著影响^[49]. Amihud 等^[50]则利用美股 1987 年股灾的数据, 实证研究发现股灾中买卖价差上涨越多的股票价格跌幅越大, 说明股票在异常情形下的流动性变化对股价存在显著影响. 同时, 作为经典的资产定价文献, Fama 等^[51]实证分析发现, 除了市场贝塔, 股票的账面市值比和市值规模对收益率存在显著影响. 此外, Fu^[52]研究发现股票的特质风险对股票收益率存在显著的正向影响.

因此, 本文首先选取样本股票下跌阶段的如下特征作为控制变量: 流动性水平(DLiqLev), 以个股下跌阶段的日均非流动性指标值衡量; 流动性水平变动(DLiqChg), 以个股下跌阶段日均非流动性指标值相对暴涨阶段日均非流动性指标值的百分比变动衡量; 市场风险(DMktBeta), 以个股下跌阶段的市场贝塔值衡量, 即利用个股下跌阶段的日收益率数据, 采用市场模型回归得到的市场贝塔值. 同时, 为了控制股票特征对回归结果的影响, 本文还选取了样本股票正常行情时的相应特征变量作为控制变量, 具体包括: 流动性水平(LiqLev), 以个股平稳阶段的日均非流动性指标值衡量; 市场风险(MktBeta), 以个股平稳阶段的市场贝塔值衡量; 特质风险(RR), 以个股平稳阶段市场模型回归得到的残差标准差衡量; 账面市值比(BM), 以个股平稳阶段日账面市值比(前一年年末账面价值/日总市值)的均值衡量; 市值规模(Size), 以个股截止 2014 年 6 月最后一个交易日的流通市值的自然对数值衡量; 股票价格(Prc), 以个股平稳阶段的日均收盘价衡量.

表 1 给出了价格变动幅度及控制变量的描述性统计结果.

表 1 变量描述性统计
Table 1 Descriptive statistics of variables

Variables	Mean	Std.dev	Min	25 %	Median	75 %	Max	N
PrcDchg	0.426	0.119	-0.306	0.371	0.451	0.506	0.656	1 714
PrcUchg	2.176	1.267	-0.122	1.374	1.921	2.695	16.672	1 714
DLiqLev	0.107	0.341	0.000	0.018	0.043	0.099	10.381	1 714
DLiqChg	2.631	6.010	-0.987	0.082	0.859	2.862	120.431	1 714
DMktBeta	1.216	0.223	-0.009	1.097	1.269	1.377	1.625	1 714
LiqLev	0.062	0.049	0.001	0.027	0.051	0.083	0.508	1 714
MktBeta	1.193	0.254	0.135	1.035	1.200	1.366	2.024	1 714
RR	0.023	0.007	0.008	0.018	0.022	0.027	0.051	1 714
BM	0.527	0.705	0.011	0.268	0.429	0.633	25.468	1 714
Size	22.076	1.009	19.999	21.399	21.935	22.583	27.831	1 714
Prc	12.335	10.320	1.640	6.289	9.386	14.991	152.851	1 714

可以看出, 样本股票下跌阶段的价格平均下跌 42.6%, 而暴涨阶段的价格平均上涨 217.6%. 样本股票下跌阶段的非流动性指标值平均为 0.107, 明显大于平稳阶段的平均水平 0.062, 同时下跌阶段较平稳阶段的非流动性指标平均上升 263.1%, 表明样本股票的市场流动性在下跌过程中明显降低, 交易成本显著上升.

此外, 样本股票下跌阶段和平稳阶段的市场贝塔平均值分别为 1.216 和 1.193, 表明个股的市场风险在下跌过程中同样有所增加。

表 2 呈现了变量间的相关系数。数据显示, 样本股票的价格跌幅与暴涨阶段的价格涨幅显著正相关, 相关系数为 0.180, 且在 1% 的显著性水平下显著, 表明前期价格涨幅越大的个股在股灾中价格跌幅越大。价格跌幅与下跌阶段的流动性水平和流动性变动不存在显著的相关性, 但与下跌阶段的市场风险显著正相关, 相关系数为 0.201, 且在 1% 的显著性水平下显著。从股票特征来看, 价格跌幅与股票的流动性水平、市场风险和特质风险显著正相关, 与账面市值比、市值规模和股票价格显著负相关, 表明流动性越差、风险越高的股票, 以及小规模和低价格的股票下跌阶段的价格跌幅越大。同时, 相关系数的结果表明变量间不存在严重的多重共线性。

表 2 变量间相关性系数
Table 2 Correlation coefficients between variables

	PrcDchg	PrcUchg	DLiqLev	DLiqChg	DMktBeta	LiqLev	MktBeta	RR	BM	Size
PrcUchg	0.180***	—	—	—	—	—	—	—	—	—
DLiqLev	-0.071	-0.037	—	—	—	—	—	—	—	—
DLiqChg	0.013	-0.099***	0.538***	—	—	—	—	—	—	—
DMktBeta	0.201***	-0.009	-0.144***	-0.119***	—	—	—	—	—	—
LiqLev	0.209***	0.161***	0.201***	0.079	-0.101***	—	—	—	—	—
MktBeta	0.115***	0.018	-0.019	0.030	0.088***	-0.152***	—	—	—	—
RR	0.121***	-0.046*	0.043*	0.088**	-0.108***	0.061***	0.313***	—	—	—
BM	-0.132***	0.020	-0.037	-0.056	-0.004	-0.030	-0.102***	-0.300***	—	—
Size	-0.466***	-0.232***	-0.197***	-0.153***	-0.002	-0.567***	-0.063***	-0.202***	0.170***	—
Prc	-0.240***	-0.191***	-0.028	-0.032	-0.156***	-0.183***	-0.059***	0.376***	-0.231***	0.144***

注: 表中数值为 Pearson 相关系数; ***表示在 1% 的显著性水平下显著。

3 实证过程与结果分析

3.1 杠杆交易与流动性协同

此轮股灾中, 市场风险呈现出由高杠杆资金向低杠杆资金逐级蔓延, 风险程度和影响范围不断扩大的传导过程, 而股灾则是由于杠杆崩塌后的流动性丧失导致股市的螺旋式下跌^[3]。具体而言, 当部分股票的市场流动性因场外高杠杆资金的退出而下降, 导致价格下跌, 引发高杠杆配资账户触及“警戒线”甚至“平仓线”, 而投资者又因融资能力受限无法满足保证金要求, 配资账户进而被强制平仓。由于配资账户通常持有多只股票, 强制平仓将导致账户内的多只股票同时被卖出, 使得多只股票同时出现流动性需求上升(即流动性产生协同)和价格不同程度的下跌。更严重地, 同一只股票同时被多个配资账户持有, 股价的下跌将引起其他配资账户进入警戒状态, 强制平仓风险因此由高杠杆配资账户向次高级配资账户逐渐扩散。相应地, 卖出的流动性需求也逐渐从高杠杆股票蔓延至低杠杆股票, 流动性恶化逐级扩散, 从而导致更大范围的流动性协同。相对于市场总体, 股灾中个股的流动性将更多地受到高杠杆股票的影响。

因此, 借鉴 Coughenour 等^[28]以及 Koch 等^[32]的研究方法, 分两个步骤分析杠杆交易对流动性协同的影响: 首先, 选取样本股票中暴涨阶段价格涨幅最大的 25% 作为高杠杆股票组合(共 428 只股票), 回归估计个股与高杠杆股票组合之间的流动性协同系数; 其次, 利用回归分析考察是否杠杆交易越多(价格涨幅越大)的个股与高杠杆股票组合之间的流动性协同系数越大。如果个股与高杠杆股票组合之间存在显著的流动性协同, 且暴涨阶段价格涨幅越大(杠杆交易越多)的个股与高杠杆股票组合的流动性协同程度越大, 表明股灾中个股的流动性显著地受到了杠杆交易的影响, 进而说明杠杆交易是股灾中个股流动性变动的重要驱动因素。具体的实证过程如下:

第一步,构建如式(2)所示的回归模型,利用下跌阶段个股、高杠杆股票组合以及市场总体的日非流动性变动值的时间序列数据,采用最小二乘法估计个股与高杠杆股票组合以及市场总体之间的流动性协同程度,即回归系数 β_{Lev} 和 β_{Mkt} ,分别记为杠杆流动性贝塔(Lev.LiqBeta)和市场流动性贝塔(Mkt.LiqBeta).

$$\Delta ILLIQ_{i,d} = \alpha_i + \beta_{Lev} \Delta ILLIQ_{Lev,d} + \beta_{Mkt} \Delta ILLIQ_{Mkt,d} + \varepsilon_{i,d}, \quad (2)$$

其中 $\Delta ILLIQ_{Lev,d}$ 和 $\Delta ILLIQ_{Mkt,d}$ 分别表示高杠杆股票组合和市场总体的非流动性变动值,以交易日 d 高杠杆股票(除个股 i 外,如果包含)和所有样本股票(除个股 i 外)非流动性变动值的加权平均值衡量,权数为前一交易日的流通市值; $\varepsilon_{i,d}$ 为随机误差项.

为了控制异常值的影响,针对每个 $\Delta ILLIQ_{i,d}$,在计算 $\Delta ILLIQ_{Lev,d}$ 和 $\Delta ILLIQ_{Mkt,d}$ 时对计算样本进行了上下 1% 的缩尾(Winsorize)处理.

第二步,建立如式(3)所示的回归模型,利用样本股票所有变量的横截面数据,分析个股的价格涨幅(杠杆交易程度)对杠杆流动性贝塔的影响.

$$\begin{aligned} Lev.LiqBeta_i = & \alpha_0 + \beta_1 PrcUchg_i + \beta_2 DLiqLev_i + \beta_3 DLiqChg_i + \beta_4 DMktBeta_i + \\ & \beta_5 LiqLev_i + \beta_6 MktBeta_i + \beta_7 RR_i + \beta_8 BM_i + \\ & \beta_9 Size_i + \beta_{10} Prc_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $Lev.LiqBeta_i$ 表示下跌阶段个股的杠杆流动性贝塔; $\varepsilon_{i,d}$ 为随机误差项.如果回归系数 β_1 显著为正,则表明个股的价格涨幅对杠杆流动性贝塔具有显著的正向影响,说明杠杆交易越多的个股流动性更多地受到高杠杆股票组合流动性变动的影响.

表 3 给出了高杠杆股票组合中股票的分布(Panel A)和特征变量的描述性(Panel B)统计结果.其中,按平稳阶段流动性水平的分组结果显示,随着流动性水平由好到差,高杠杆股票在每个组别中的只数依次递增,由最好组别的 45 只逐渐递增至最差组别的 122 只,表明高杠杆股票更多的是前期流动性水平较差的股票.

表 3 高杠杆股票组合分布与描述性统计
Table 3 Distribution and descriptive statistics of high leveraged stock sample

	Panel A: 分布统计					Panel B: 描述性统计					
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	N	Mean	Std.dev	Min	Median	Max
PrcUchg	0	0	0	86	342	428	3.755	1.467	2.697	3.324	16.672
LiqLev	45	61	93	107	122	428	0.074	0.047	0.006	0.065	0.329
MktBeta	78	112	84	77	77	428	1.184	0.228	0.370	1.169	1.862
RR	102	82	88	72	84	428	0.022	0.007	0.008	0.021	0.043
BM	65	83	79	97	104	428	0.559	0.367	0.020	0.470	2.596
Size	120	104	75	77	52	428	21.807	0.875	20.037	21.673	25.038
Prc	141	89	72	72	54	428	9.837	8.310	1.657	7.549	78.693

注:按每个变量的五分位数将样本股票分成五组,Q1~Q5 分别表示由低到高组别.

同时,按市值规模和股票价格的分组结果显示,随着市场规模由小到大、价格由低到高,高杠杆股票在每个组别中的只数依次递减,表明高杠杆股票主要为前期的小规模股票和低价股.特别地,价格涨幅的描述性统计结果显示,高杠杆股票组合暴涨阶段价格平均上涨 375.5%.上述结果说明,杠杆投资者在暴涨过程中更多地选择前期流动性水平差、规模较小和股价较低的股票进行杠杆交易.

表 4 给出了样本股票的流动性贝塔的描述性统计结果.作为对比,首先单独将个股的流动性变动序列对市场总体流动性变动序列进行回归,并对得到的市场流动性贝塔进行统计分析,结果如表 4 第(1)列所示.全样本(Panel A)的统计结果显示,样本股票的市场流动性贝塔的均值为 0.878, t 统计值为 67.165,其中为正的占比为 94.924%,显著为正的占比为 37.398%,表明个股的流动性显著地受到市场总体流动性的影响,即

存在流动性协动. 按价格涨幅的分组统计结果(Panel B)显示, 不同涨幅股票组别的市场流动性贝塔的均值显著为正, 然而随着价格涨幅的不断增大, 股票的市场流动性贝塔均值由 0.938 依次递减至 0.823, 表明暴涨阶段价格涨幅越大的股票股灾中的流动性受市场总体流动性的影响越小.

表 4 流动性贝塔描述性统计
Table 4 Descriptive statistics of liquidity betas

	(1) Mkt.Liqbeta.Alone	(2) Lev.Liqbeta	(3) Mkt.Liqbeta	(4) Lev.Liqbeta.Alone
Panel A: 全样本				
Mean	0.878 (67.165)	1.056 (39.323)	-0.018 (-0.640)	1.032 (87.669)
Pos(%)	94.924	86.231	47.900	97.433
Pos+Sig(%)	37.398	25.146	5.193	52.100
Median	0.883	1.095	-0.043	1.027
p-value	(0.000)	(0.000)	(0.238)	(0.000)
R ²	0.130	0.224	0.224	0.177
Panel B: 价格涨幅分组				
Q1 (N=343)	0.938 (30.578)	0.636 (10.416)	0.397 (5.991)	0.927 (33.846)
Q2 (N=343)	0.905 (31.212)	0.906 (17.134)	0.138 (2.405)	1.004 (38.560)
Q3 (N=343)	0.891 (32.259)	1.157 (20.137)	-0.093 (-1.521)	1.082 (43.385)
Q4 (N=343)	0.833 (29.075)	1.293 (23.200)	-0.264 (-4.375)	1.079 (43.541)
Q5 (N=342)	0.823 (27.599)	1.290 (19.865)	-0.271 (-3.977)	1.069 (38.844)

注: Q1~Q5 分别表示价格涨幅由低到高的五分位数组别; 均值采用的是 t 检验; 中位数采用的是 Wilcoxon 秩和检验; 括号内的数值为 t 统计值(中位数为 p 值).

在市场组合的基础上, 加入高杠杆股票组合, 利用个股和组合流动性变动的时间序列回归估计个股的市场流动性贝塔和杠杆流动性贝塔, 结果如表 4 第 (2) 列和第 (3) 列所示. 全样本(Panel A)的统计结果显示, 样本股票的杠杆流动性贝塔的均值为 1.056, t 统计值为 39.323, 其中为正的占比为 86.231%, 显著为正的占比为 25.146%. 与此同时, 在加入高杠杆股票组合后, 样本股票的市场流动性贝塔的均值变为 -0.018, 其中为正的占比下降至 47.900%, 显著为正的占比下降至 5.193%; 更重要地, 按价格涨幅分组的统计结果(Panel B)显示, 随着价格涨幅的不断增大, 杠杆流动性贝塔均值则由 0.636 依次上升至 1.290, 而股票的市场流动性贝塔均值由 0.397 递减至 -0.271, 表明暴涨阶段价格涨幅越大的股票股灾中的流动性受高杠杆股票组合流动性的影响越大.

此外, 单独利用个股和高杠杆组合的流动性变动值时间序列回归估计样本股票的杠杆流动性贝塔, 结果如表 4 第(4)列所示. 结果显示, 样本股票的杠杆流动性贝塔均值为 1.032, t 统计值为 87.669, 其中为正的占比为 97.433%, 显著为正的占比为 52.100%. 按价格涨幅分组的统计结果显示, 价格涨幅大的股票其杠杆流动性贝塔明显大于价格涨幅小的股票.

表 5 给出了样本股票价格涨幅(杠杆交易程度)及其他变量对杠杆流动性贝塔的横截面回归结果. 结果显示, 无论是否加入控制变量, 个股的价格涨幅对杠杆流动性贝塔都存在显著的正向影响, 回归系数分别为 0.166, 0.157, 0.061 和 0.055, 且至少在 5% 的显著性水平下显著. 从平稳阶段的股票特性来看, 个股前期的流动性水平、市场风险以及特质风险对股灾中的杠杆流动性贝塔不存在显著影响, 而账面市值比、市值规模以及股票价格对杠杆流动性贝塔均存在显著的负向影响. 上述结果表明, 股灾中个股的流动性更多地受到高杠杆股票组合的流动性变动的影响, 且杠杆交易越多的股票受到高杠杆股票组合的影响越大, 说明杠

杆交易是股灾过程中个股产生流动性协动的驱动因素。

表5 杠杆流动性贝塔回归结果
Table 5 Regression results of leveraged liquidity beta

被解释变量 Lev.LiqBeta	(1)	(2)	(3)	(4)
PrcUchg	0.166*** (7.277)	0.157*** (6.873)	0.061*** (2.747)	0.055** (2.439)
DLiqLev	—	1.610*** (6.095)	—	0.139 (0.505)
DLiqChg	—	-0.022** (-2.673)	—	-0.009 (-1.115)
DMktBeta	—	-0.096 (-0.822)	—	-0.286** (-2.574)
LiqLev	—	—	0.270 (0.397)	-0.036 (-0.051)
MktBeta	—	—	0.059 (0.570)	0.080 (0.770)
RR	—	—	5.839 (1.325)	5.497 (1.245)
BM	—	—	-0.212** (-2.447)	-0.214** (-2.467)
Size	—	—	-0.369*** (-11.278)	-0.376*** (-11.242)
Prc	—	—	-0.016*** (-4.808)	-0.018*** (-5.182)
Constant	0.699*** (12.662)	0.744*** (4.775)	9.156*** (11.803)	9.701*** (11.851)
Adj-R ²	0.029	0.055	0.180	0.182
F-Stats	52.959***	26.122***	54.593***	39.174***
N	1 714	1 714	1 714	1 714

注: 所有变量进行了上下1%的缩尾(Winsorize)处理; 括号内的数值为t统计值; **, ***分别表示在5%, 1%的显著性水平下显著。

3.2 流动性协同与股价跌幅

投资者偏好持有流动性水平好和流动性风险低的股票, 因此, 当市场总体流动性趋于枯竭时, 投资者对流动性变得更差的股票将要求更高的收益以补偿其面临的交易成本, 也就是说, 股灾中与高杠杆股票(流动性恶化最严重)以及市场总体流动性协同程度越高的个股将有更大的价格跌幅. 为了验证个股流动性协同是否对股价跌幅存在显著影响, 建立如式(4)所示的回归模型

$$\begin{aligned} \text{PrcDchg}_i = & \alpha_0 + \beta_1 \text{PrcUchg}_i + \beta_2 \text{Lev.LiqBeta}_i + \beta_3 \text{Mkt.LiqBeta}_i + \beta_4 \text{DLiqLev}_i + \\ & \beta_5 \text{DLiqChg}_i + \beta_6 \text{DMktBeta}_i + \beta_7 \text{LiqLev}_i + \beta_8 \text{MktBeta}_i + \\ & \beta_9 \text{RR}_i + \beta_{10} \text{BM}_i + \beta_{11} \text{Size}_i + \beta_{12} \text{Prc}_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (4)$$

其中 PrcDchg_i 表示价格跌幅, 以个股下跌阶段(2015-06-15~2015-07-15)可比收盘价的百分比变动的相反数衡量; Lev.LiqBeta_i 和 Mkt.LiqBeta_i 分别表示个股下跌阶段的杠杆流动性贝塔和市场流动性贝塔, 即式(2)中的回归系数 β_{Lev} 和回归系数 β_{Mkt} ; $\varepsilon_{i,d}$ 为随机误差项。

在多元回归之前, 先根据每个解释变量的五分位数对样本股票进行分组, 统计每个组别的价格跌幅并对最低和最高组别之间的差异进行检验, 同时将每个解释变量对股价跌幅进行单变量回归分析, 结果如表6所示。

结果显示, 价格跌幅随着价格涨幅由低到高依次增加, 且最大涨幅与最小涨幅股票组别之间存在显著差异; 单变量回归结果也显示价格涨幅对价格跌幅存在显著的正向影响, 表明暴涨阶段股价上升越多的股票在股灾中跌幅越大, 说明杠杆交易越多的股票在去杠杆的过程中价格下跌地更多. 特别地, 按杠杆流动性贝

塔的分组统计结果显示, 价格跌幅随着杠杆流动性贝塔由小到大依次逐渐增大, 最高组别和最低组别之间的差异达 14.4%, 且高度显著; 单变量回归结果同样显示杠杆流动性贝塔对价格跌幅存在显著的正向影响, 表明股灾中杠杆流动性贝塔值越大的股票价格跌幅越大. 更重要地, 该单变量回归的调整 R^2 为 0.230, 也就是说杠杆流动性贝塔能解释股灾中个股价格跌幅差异的 23%.

表 6 价格跌幅单变量分组统计和回归结果
Table 6 Univariate grouping statistics and regression results of stock price declines

	五分位数组别					差异性		单变量回归		
	L	2	3	4	H	H-L	t-value	Coef.	t-value	Adj- R^2
PrcUchg	0.369	0.412	0.441	0.460	0.450	0.081	8.732	0.021***	8.758	0.042
Lev.LiqBeta	0.333	0.403	0.455	0.465	0.477	0.144	16.933	0.052***	22.674	0.230
Mkt.LiqBeta	0.462	0.458	0.444	0.428	0.341	-0.121	-13.438	-0.038***	-17.124	0.146
DLiqLev	0.331	0.420	0.455	0.465	0.462	0.131	15.026	0.083***	4.360	0.010
DLiqChg	0.377	0.400	0.442	0.450	0.464	0.088	9.306	0.003***	4.987	0.014
DMktBeta	0.401	0.415	0.424	0.446	0.447	0.046	4.763	0.096***	7.687	0.033
LiqLev	0.354	0.419	0.440	0.458	0.462	0.108	11.652	0.658***	11.228	0.068
MktBeta	0.399	0.434	0.435	0.434	0.431	0.032	3.664	0.051***	4.676	0.012
RR	0.398	0.424	0.437	0.435	0.439	0.041	4.495	2.068***	5.258	0.015
BM	0.410	0.437	0.440	0.451	0.394	-0.016	-1.658	-0.041***	-5.139	0.015
Size	0.465	0.467	0.457	0.410	0.335	-0.130	-15.308	-0.055***	-22.127	0.222
Prc	0.434	0.457	0.440	0.425	0.377	-0.057	-6.227	-0.003***	-10.352	0.058

注: 所有变量进行了上下 1% 的缩尾(Winsorize)处理; *** 表示在 1% 的显著性水平下显著.

与此同时, 表 6 的结果表明, 股灾中个股的流动性水平、流动性变动程度以及市场贝塔对价格跌幅存在显著为正的影 响, 说明股灾中市场流动性越差、流动性恶化程度越大以及市场风险越高的股票在股灾中的价格下跌幅度越大. 其他变量对价格跌幅的影响与相关性分析中的结果一致, 不再赘述. 但值得注意的是, 市值规模对股灾中个股价格跌幅差异的解释力为 22.2%, 仅次于杠杆流动性贝塔.

表 7 给出了价格跌幅的多元回归结果.

表 7 价格跌幅多元回归结果
Table 7 Multivariate regression results of stock price declines

	被解释变量: PrcDchg				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PrcUchg	0.007*** (3.171)	0.008*** (3.868)	— —	— —	0.007*** (3.292)
Lev.LiqBeta	— —	— —	0.036*** (16.277)	0.057*** (13.051)	0.057*** (13.025)
Mkt.LiqBeta	— —	— —	— —	0.023*** (5.620)	0.023*** (5.677)
DLiqLev	— —	-0.158*** (-5.886)	-0.163*** (-6.512)	-0.155*** (-6.232)	-0.155*** (-6.231)
DLiqChg	— —	0.005*** (5.726)	0.005*** (6.293)	0.004*** (5.927)	0.005*** (6.219)
DMktBeta	— —	0.081*** (7.479)	0.090*** (8.838)	0.084*** (8.363)	0.086*** (8.541)
LiqLev	-0.143** (-2.096)	0.030 (0.430)	0.035 (0.548)	0.030 (0.474)	0.026 (0.405)

表7(续)
Table 7 (Continue)

	被解释变量: PrcDchg				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
MktBeta	0.014 (1.325)	0.007 (0.671)	0.004 (0.444)	0.003 (0.344)	0.003 (0.318)
RR	1.712*** (3.877)	1.787*** (4.157)	1.603*** (3.991)	1.759*** (4.407)	1.749*** (4.394)
BM	-0.038*** (-4.396)	-0.039*** (-4.607)	-0.030*** (-3.797)	-0.027*** (-3.431)	-0.028*** (-3.611)
Size	-0.047*** (-14.306)	-0.048*** (-14.633)	-0.036*** (-11.546)	-0.037*** (-11.975)	-0.035*** (-11.334)
Prc	-0.004*** (-10.784)	-0.003*** (-9.646)	-0.003*** (-8.833)	-0.003*** (-9.135)	-0.003*** (-8.553)
Constant	1.464*** (18.832)	1.373*** (17.229)	1.082*** (14.281)	1.087*** (14.477)	1.034*** (13.500)
Adj-R ²	0.286	0.328	0.414	0.424	0.427
F-Stats	98.966***	84.683***	121.784***	115.573***	107.458***
N	1 714	1 714	1 714	1 714	1 714

注: 所有变量进行了上下1%的缩尾(Winsorize)处理; 括号内的数值为t统计值;
, *分别表示在5%、1%的显著性水平下显著。

表7中第(1)列和第(2)列的结果显示, 在加入不同控制变量的情形下, 个股的价格涨幅对下跌阶段的价格跌幅都存在显著的正向影响, 回归系数分别为0.007和0.008, 且都在1%的显著性水平下显著, 结果再次表明杠杆越多的股票在股灾中的价格跌幅越大. 第(3)列的结果显示, 个股的杠杆流动性贝塔对价格跌幅存在显著的正向影响, 回归系数为0.036, 且在1%的显著性水平下显著; 第(4)列和第(5)列分别依次加入市场流动性贝塔和价格涨幅变量, 结果显示杠杆流动性贝塔依然对价格跌幅存在显著的正向影响, 回归系数均为0.057, 且都在1%的显著性水平下显著. 上述结果表明, 个股与高杠杆股票组合之间的流动性协同程度对股灾中的价格跌幅具有显著的解释力, 且个股流动性受高杠杆股票组合的影响越大, 其价格跌幅越大. 此外, 第(4)列和第(5)列的回归结果也表明, 个股与市场总体之间的流动性协同对股价跌幅同样具有显著影响, 个股与市场总体的流动性协同程度越大, 价格跌幅越大. 上述结果说明, 股灾中个股的流动性协同对股价存在显著影响.

3.3 进一步检验

如前文所述, 以个股暴涨阶段的价格涨幅测度其承受的杠杆程度, 选取样本股票中价格涨幅最大的25%作为高杠杆股票组合, 分析了个股与高杠杆股票组合的流动性协同程度, 以及个股的价格涨幅对协同程度的影响, 发现个股与高杠杆股票组合之间存在严重的流动性协同, 且价格涨幅越大的个股与高杠杆股票组合的流动性协同越强, 从而得出杠杆交易是股灾中个股产生流动性协同的驱动因素. 然而, 有两个问题有待进一步检验: 一是以个股暴涨阶段的价格涨幅作为杠杆测度是否合理, 二是统计数据(表3)显示, 高杠杆组合更多的是前期流动性水平较差、市值规模较小或股价较低的股票, 因此上述结果是否是由于高杠杆组合中股票的这些特性所导致, 而与杠杆交易并不存在显著关系.

股票的市值规模在一定程度上代表着股票的流动性水平和价格水平, 其中小市值股票通常具有流动性水平差和价格低的特征. 因此, 选择股票样本中市值规模较小的股票, 并将小规模股票样本依照价格涨幅分为高杠杆和低杠杆两个组别, 分析个股与高杠杆和低杠杆组合的流动性协同程度, 从而试图解决上述两个问题. 如果高、低杠杆股票组合在股票特征方面不存在显著差异, 而两者在价格涨幅以及样本股票的高、低杠杆流动性贝塔之间存在显著差异, 则说明以价格涨幅测度杠杆具有合理性, 同时前文所得结果即是由杠杆交易所导致, 研究结论具有可靠性. 具体过程如下: 首先, 选取样本股票中市值规模最小的25%作为小规

模股票样本,并选取其中价格涨幅最大的25%作为高杠杆股票组合,价格涨幅最小的25%作为低杠杆股票组合;其次,利用模型(2)分别回归估计个股对高、低杠杆股票组合的流动性贝塔,分别记为高杠杆流动性贝塔和低杠杆流动性贝塔;最后,对高、低杠杆流动性贝塔进行统计对比分析。

表8给出了高、低杠杆股票组合的描述性统计结果。统计数据显示,高、低杠杆股票组合之间在价格涨幅上存在显著差异,高杠杆股票组合平均价格涨幅较低杠杆股票组合高出288.8%,且均值和中位数的差异性检验皆高度显著。

表8 高、低杠杆股票组合变量描述性统计
Table 8 Descriptive statistics of high and low leveraged stock sample

	高杠杆				低杠杆				差异性			
	Mean	Std.dev	Median	N	Mean	Std.dev	Median	N	Mean	t-value	Median	p-value
PrcUchg	3.950	1.955	3.305	155	1.062	0.281	1.157	57	2.888	17.891	2.243	0.000
LiqLev	0.103	0.046	0.094	155	0.106	0.087	0.079	57	-0.003	-0.265	-0.012	0.110
MktBeta	1.166	0.234	1.169	155	1.197	0.237	1.213	57	-0.031	-0.854	-0.028	0.296
RR	0.023	0.007	0.023	155	0.026	0.007	0.025	57	-0.003	-2.266	-0.003	0.042
BM	0.441	0.214	0.429	155	0.407	0.226	0.384	57	0.033	0.965	0.022	0.145
Size	20.982	0.337	21.067	155	20.947	0.376	21.028	57	0.035	0.622	0.120	0.712
Prc	10.537	7.211	8.595	155	14.024	6.929	13.150	57	-3.487	-3.213	-5.429	0.000

除此之外,高、低杠杆股票组合之间在前期的流动性水平、市场风险、账面市值比以及市值规模等特征上不存在显著差异,但两个组合在股价上存在显著差异,高杠杆股票组合股票均价较低杠杆股票组合低3.487元。上述结果表明,以暴涨阶段个股的价格涨幅作为杠杆交易的测度具有很好的合理性,前期特性无显著差异的个股,在经济基本面无显著变化的情况下,只有杠杆交易程度不同时才能导致如此的价格涨幅差异,同时杠杆投资者更多地选择低价股进行杠杆交易,从而以同样的资金获取更多的回报。

表9给出了高、低杠杆流动性贝塔的描述性统计结果。数据显示,样本股票的高杠杆流动性贝塔平均值为0.642,而低杠杆流动性贝塔平均值为0.366,两者相差0.277,且在1%的显著性水平下显著,表明相对于低杠杆组合,股灾中个股的流动性更多地受到高杠杆组合的影响。

表9 高、低杠杆流动性贝塔描述性统计
Table 9 Descriptive statistics of high and low leveraged liquidity betas

	高杠杆		低杠杆		差异性	
	Lev.LiqBeta	Mkt.LiqBeta	Lev.LiqBeta	Mkt.LiqBeta	Lev.LiqBeta	Mkt.LiqBeta
Panel A: 全样本						
Mean	0.642	0.391	0.366	0.569	0.277	-0.178
	(40.017)	(20.731)	(20.880)	(28.163)	(11.651)	(-6.439)
Pos(%)	86.289	71.937	68.845	77.830	17.445	-5.893
Pos+Sig(%)	33.664	15.928	30.397	19.545	3.267	-3.617
Median	0.598	0.408	0.415	0.575	0.183	-0.167
p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
R ²	0.248		0.260			
Panel B: 价格涨幅分组						
Q1 (N = 343)	0.370	0.653	0.372	0.626	-0.002	0.026
	(10.668)	(15.184)	(9.910)	(14.118)	(-0.031)	(0.429)
Q2 (N = 343)	0.497	0.528	0.381	0.585	0.116	-0.057
	(16.275)	(13.774)	(10.482)	(14.119)	(2.444)	(-1.017)
Q3 (N = 343)	0.666	0.384	0.393	0.557	0.273	-0.173
	(18.399)	(9.264)	(9.806)	(12.506)	(5.050)	(-2.839)

表9 (续)
Table 9 (Continue)

	高杠杆		低杠杆		差异性	
	Lev.LiqBeta	Mkt.LiqBeta	Lev.LiqBeta	Mkt.LiqBeta	Lev.LiqBeta	Mkt.LiqBeta
Panel B: 价格涨幅分组						
Q4 (N = 343)	0.819 (25.459)	0.214 (5.494)	0.324 (8.627)	0.558 (12.442)	0.495 (10.006)	-0.343 (-5.781)
Q5 (N = 342)	0.861 (22.467)	0.175 (4.040)	0.358 (8.149)	0.517 (10.296)	0.503 (8.623)	-0.343 (-5.173)

注: Q1~Q5 分别表示价格涨幅由低到高的五分位数组别; 均值采用的是 t 检验; 中位数采用的是 Wilcoxon 秩和检验; 括号内的数值为 t 统计值(中位数为 p 值).

此外, 还以个股高、低杠杆流动性贝塔的差异值作为被解释变量进行回归分析, 如果个股的价格涨幅对其存在显著影响, 表明杠杆交易越多的个股其流动性受高杠杆股票组合的影响越大, 从而进一步说明杠杆交易是股灾中个股流动性协调的重要驱动因素, 回归结果如表 10 所示.

表 10 高、低杠杆流动性贝塔差异回归结果
Table 10 Regression results of difference between high and low leveraged liquidity betas

	被解释变量: Diff.Lev.LiqBeta			
	(1)	(2)	(3)	(4)
PrcUchg	0.150*** (7.682)	0.169*** (9.403)	0.106*** (5.262)	0.149*** (7.887)
DLiqLev	—	1.113*** (5.360)	—	0.870*** (3.772)
DLiqChg	—	0.051*** (7.733)	—	0.053*** (7.798)
DMktBeta	—	-0.113 (-1.230)	—	-0.143 (-1.540)
LiqLev	—	—	1.503** (2.444)	0.848 (1.427)
MktBeta	—	—	-0.240** (-2.568)	-0.217** (-2.506)
RR	—	—	8.197** (2.062)	4.873 (1.319)
BM	—	—	-0.313*** (-4.004)	-0.228*** (-3.144)
Size	—	—	-0.049 (-1.643)	0.023 (0.829)
Prc	—	—	-0.018*** (-5.777)	-0.015*** (-5.090)
Constant	-0.049 (-1.043)	-0.180 (-1.473)	1.497** (2.139)	-0.206 (-0.301)
Adj-R ²	0.033	0.197	0.080	0.212
F-Stats	59.013***	106.261***	22.322***	47.157***
N	1 714	1 714	1 714	1 714

注: 所有变量进行了上下 1% 的缩尾(Winsorize) 处理; 括号内的数值为 t 统计值;

, *分别表示在 5%, 1% 的显著性水平下显著.

可以看出, 无论是否加入控制变量, 价格涨幅对高、低杠杆流动性贝塔的差异值存在显著正向影响, 回归系数分别为 0.150, 0.169, 0.106 和 0.149, 且都在 1% 的显著性水平下显著. 实证结果再次表明杠杆交易对个股流动性协调存在显著影响, 说明本文的研究结果具有很好的稳健性. 本文还利用样本股票中的“两融”股票,

以融资余额作为杠杆交易的代理变量,进行了相应分析,实证结论与前文一致.篇幅有限,不再赘述.

4 结束语

现有研究表明流动性协同是全球股市普遍存在的现象,且在股灾中表现更强烈,而投资者的融资约束被认为是引起股灾中流动性协同的重要原因.受杠杆交易的影响,2015年中国股市发生了有史以来最为严重的股灾,期间更是多次出现“千股跌停”的现象.此轮股灾中,因保证金要求和强制平仓机制的存在使得杠杆投资者面临严重的融资约束,当大量投资者同时卖出股票,股票之间将会产生强烈的流动性协同.作为流动性风险之一,股票之间的流动性协同对资产定价存在显著影响.本文利用沪深A股上市公司股票对股灾中的杠杆交易、流动性协同和股价跌幅的关系进行了实证研究,结果表明杠杆交易是此轮股灾中个股产生流动性协同的重要驱动因素,且杠杆交易越多以及流动性协同程度越大的股票价格跌幅越大.本文从流动性协同的视角分析了杠杆交易影响股市的微观机理,研究结论为“流动性螺旋”效应提供了实证支撑,同时在一定程度上解释了为何“去杠杆”会导致市场的暴跌以及股灾中的“千股跌停”现象.

参考文献:

- [1] 吴晓灵,李剑阁,王忠民.完善制度设计,提升市场信心,建设长期健康稳定发展的资本市场.北京:清华大学国家金融研究院,2015.
Wu X L, Li J G, Wang Z M. Improving System Design, Enhancing Market Confidence, and Building a Long-term, Healthy and Stable Capital Market. Beijing: Tsinghua National Institute of Financial Research, 2015. (in Chinese)
- [2] 刘燕,夏戴乐.股灾中杠杆机制的法律分析——系统性风险的视角.证券法律评论,2016,107-131.
Liu Y, Xia D L. Legal analysis of leverage mechanism in the stock market crash: From the perspective of systematic risk. Securities Law Review, 2016: 107-131. (in Chinese)
- [3] 林采宜. A股杠杆交易的风险传导机制. 21世纪经济报道,2015-07-08(010).
Lin C Y. Risk transfer mechanism of leveraged trading in A shares. 21st Century Business Herald, 2015-07-08(010). (in Chinese)
- [4] 李政,梁琪,涂晓枫.融资交易、杠杆牛市与股灾危机.统计研究,2016,33(11): 42-48.
Li Z, Liang Q, Tu X F. Margin trading, leveraged bull market and stock market crash. Statistical Research, 2016, 33(11): 42-48. (in Chinese)
- [5] 鲁璐,项后军,彭亚香.杠杆效应与股市的波动行为研究.科技与管理,2016,18(2): 91-97.
Lu L, Xiang H J, Peng Y X. Research on the volatility of the leverage effect and the stock market. Science-Technology and Management, 2016, 18(2): 91-97. (in Chinese)
- [6] 吴良,燕鑫,杨宇程.流动性危机与中国股灾之谜.统计研究,2017,34(12): 87-98.
Wu L, Yan X, Yang Y C. Liquidity crisis and China's stock market crash. Statistical Research, 2017, 34(12): 87-98. (in Chinese)
- [7] 韦立坚,张维,熊熊.股市流动性踩踏危机的形成机理与应对机制.管理科学学报,2017,20(3): 1-23.
Wei L J, Zhang W, Xiong X. The mechanism and solution for the liquidity stampede crisis in stock markets. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(3): 1-23. (in Chinese)
- [8] 王爽,宋军.异常波动中股指期货和现货市场信息传导机制.系统工程学报,2017,32(5): 628-637.
Wang S, Song J. Information transmission between futures and spot markets of the stock index in the abnormal market. Journal of Systems Engineering, 2017, 32(5): 628-637. (in Chinese)
- [9] Pástor L, Stambaugh R F. Liquidity risk and expected stock returns. Journal of Political Economy, 2003, 111(3): 642-685.
- [10] Brunnermeier M, Pedersen L. Market liquidity and funding liquidity. Review of Financial Studies, 2009, 22(6): 2201-2238.
- [11] Amihud Y, Mendelson H, Pedersen L H. Market Liquidity: Asset Pricing, Risk, and Crises. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- [12] Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Commonality in liquidity. Journal of Financial Economics, 2000, 56(1): 3-28.
- [13] Hasbrouck J, Seppi D J. Common factors in prices, order flows, and liquidity. Journal of Financial Economics, 2001, 59(3): 383-411.
- [14] Huberman G, Halka D. Systematic liquidity. Journal of Financial Research, 2001, 24(2): 161-178.

- [15] Brockman P, Chung D Y. Commonality in liquidity: Evidence from an order-driven market structure. *Journal of Financial Research*, 2002, 25(4): 521–539.
- [16] Pukthuanthong-Le K, Visaltanachoti N. Commonality in liquidity: Evidence from the Stock Exchange of Thailand. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2009, 17(1): 80–99.
- [17] Brockman P, Chung D Y, Pérignon C. Commonality in liquidity: A global perspective. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 2009, 44(4): 851–882.
- [18] Karolyi G A, Lee K H, Dijk M A. Understanding commonality in liquidity around the world. *Journal of Financial Economics*, 2012, 105(1): 82–112.
- [19] 宋逢明, 谭慧. 订单驱动型市场的系统流动性: 一个基于中国股市的实证研究. *财经论丛*, 2005(3): 63–69.
Song F M, Tan H. Commonality in liquidity on an order-driven market: An empirical study on Chinese stock market. *Collected Essays on Finance and Economics*, 2005(3): 63–69. (in Chinese)
- [20] 王春峰, 董向征. 关于股市流动性的协动性——基于沪市的实证检验. *北京航空航天大学学报(社会科学版)*, 2006, 19(4): 13–17.
Wang C F, Dong X Z. On liquidity commonality of stock exchange: An empirical study based on SHSE. *Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics (Social Sciences Edition)*, 2006, 19(4): 13–17. (in Chinese)
- [21] 王于栋, 赵越. 我国中小板股票市场流动性的协动性测度研究. *经济问题*, 2010(7): 111–114.
Wang Y D, Zhao Y. Commodity liquidity in China's small and medium-sized enterprise(SME) board. *On Economic Problems* 2017(7): 111–114. (in Chinese)
- [22] 张玉龙, 李怡宗, 杨云红. 中国股市的系统流动性——来自拓展的 FDR 法的证据. *金融研究*, 2012(11): 166–178.
Zhang Y L, Li Y Z, Yang Y H. Liquidity commonality in Chinese stock market: Evidence from extended FDR method. *Journal of Financial Research*, 2012(11): 166–178. (in Chinese)
- [23] Narayan P K, Zhang Z H, Zheng X W. Some hypotheses on commonality in liquidity: New evidence from the Chinese stock market. *Emerging Markets Finance & Trade*, 2015, 51(5): 915–944.
- [24] Kyle A S, Xiong W. Contagion as a wealth effect. *Journal of Finance*, 2001, 56(4): 1401–1440.
- [25] Gromb D, Vayanos D. Equilibrium welfare in markets with financially constrained arbitrageurs. *Journal of Financial Economics*, 2002, 66(2): 361–407.
- [26] Morris S, Shin H S. Liquidity black holes. *Review of Finance*, 2004, 8(1): 1–18.
- [27] Weill P O. Leaning against the wind. *Review of Economic Studies*, 2007, 74(4): 1329–1354.
- [28] Coughenour J F, Saad M M. Common market makers and commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics*, 2004, 73(1): 37–69.
- [29] Comerton-Forde C, Hendershott T, Jones C M, et al. Time variation in liquidity: The role of market-maker inventories and revenues. *Journal of Finance*, 2010, 65(1): 295–331.
- [30] Hameed A, Kang W, Viswanathan S. Stock market declines and liquidity. *Journal of Finance*, 2010, 65(1): 257–293.
- [31] Rösch C G, Kaserer C. Reprint of: Market liquidity in the financial crisis: The role of liquidity commonality and flight-to-quality. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 45(7): 152–170.
- [32] Koch A, Ruenzi S, Starks L. Commonality in liquidity: A demand-side explanation. *Review of Financial Studies*, 2016, 29(8): 1943–1974.
- [33] Brockman P, Chung D Y. Index inclusion and commonality in liquidity: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong. *International Review of Financial Analysis*, 2006, 15(4–5): 291–305.
- [34] Kamara A, Lou X, Sadka R. The divergence of liquidity commonality in the cross-section of stocks. *Journal of Financial Economics*, 2008, 89(3): 444–466.
- [35] Amihud Y, Mendelson H. The pricing of illiquidity as a characteristic and as risk. *Multinational Finance Journal*, 2015, 19(3): 149–168.
- [36] Acharya V V, Pedersen L H. Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(2): 375–410.
- [37] Lee K H. The world price of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 2011, 99(1): 136–161.
- [38] Moshirian F, Qian X, Wee C K, Zhang B. The determinants and pricing of liquidity commonality around the world. *Journal of Financial Markets*, 2017, 33: 22–41.
- [39] 黄蜂, 杨朝军. 流动性风险与股票定价: 来自我国股市的经验证据. *管理世界*, 2007(5): 30–39.
Huang F, Yang C J. Liquidity risk and stock pricing: Evidence from Chinese stock market. *Management World*, 2007(5): 30–39. (in Chinese)

- [40] 张玉龙, 李怡宗. 基于随机折现因子方法的流动性定价机制研究. 管理世界, 2013(10): 35–48.
Zhang Y L, Li Y Z. Research on liquidity pricing mechanism based on SDF method. Management World, 2013(10): 35–48. (in Chinese)
- [41] 汤怀林, 李平, 曾勇, 等. 杠杆交易、市场流动性与股价涨停——基于2015年中国股市“暴涨”的实证研究. 投资研究, 2017, 36(10): 34–55.
Tang H L, Li P, Zeng Y, et al. Leveraged trading, market liquidity, and up limit in stock prices: Empirical study based on the boom of China's stock market in 2015. Review of Investment Studies, 2017, 36(10): 34–55. (in Chinese)
- [42] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. Journal of Financial Market, 2002, 5(1): 31–56.
- [43] Korajczyk R A, Sadka R. Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. Journal of Financial Economics, 2008, 87(1): 45–72.
- [44] Hasbrouck J. Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data. Journal of Finance, 2009, 64(3): 1445–1477.
- [45] 梁丽珍, 孔东民. 中国股市的流动性指标定价研究. 管理科学, 2008, 21(3): 85–93.
Liang L Z, Kong D M. Empirical test on the pricing of liquidity measures in Chinese stock market. Journal of Management Sciences, 2008, 21(3): 85–93. (in Chinese)
- [46] 张峥, 李怡宗, 张玉龙, 等. 中国股市流动性间接指标的检验——基于买卖价差的实证分析. 经济学(季刊), 2013, 13(1): 233–262.
Zhang Z, Li Y Z, Zhang Y L, et al. A test on indirect liquidity measures in China stock market: An empirical analysis of the direct and indirect measures of Bid-Ask spread. China Economic Quarterly, 2013, 13(1): 233–262. (in Chinese)
- [47] 万孝园, 杨朝军, 吕大永. 低频流动性指标优劣评估——基于中国股票市场的实证分析. 预测, 2018, 37(2): 50–55.
Wan X Y, Yang C J, Lü D Y. An evaluation of low-frequency liquidity proxies: An empirical analysis based on the Chinese stock market. Forecasting, 2018, 37(2): 50–55. (in Chinese)
- [48] Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread. Journal of Financial Economics, 1986, 17(2): 223–249.
- [49] Amihud Y, Mendelson H. The effect of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns. Journal of Finance, 1989, 44(2): 479–486.
- [50] Amihud Y, Mendelson H, Wood R A. Liquidity and the 1987 stock market crash. The Journal of Portfolio Management, 1990, 16(3): 65–69.
- [51] Fama E F, French K R. The cross-section of expected stock returns. The Journal of Finance, 1992, 47(2): 427–465.
- [52] Fu F J. Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns. Journal of Financial Economics, 2009, 91(1): 24–37.

作者简介:

汤怀林(1989—), 男, 安徽六安人, 博士生, 研究方向: 市场微观结构, Email: huailintang@foxmail.com;

李平(1977—), 男, 四川青神人, 博士, 教授, 研究方向: 市场微观结构, 高频交易, 互联网金融等, Email: lip@uestc.edu.cn;

廖静池(1981—), 男, 四川成都人, 博士, 助理研究员, 研究方向: 市场微观结构, Email: jcliao@szse.cn;

曾勇(1963—), 男, 四川成都人, 博士, 教授, 研究方向: 资本市场, 公司金融等, Email: zengy@uestc.edu.cn.