

杠杆交易对股票流动性的影响 —— 来自沪市 A 股融资融券交易的实证

周荣喜¹, 陶玉堃¹, 邓尧健¹, 刘 晓²

(1. 对外经济贸易大学金融学院, 北京 100029; 2. 北方工业大学经济管理学院, 北京 100144)

摘 要 增强市场流动性是我国证监会推出融资融券制度的初衷之一, 然而相关研究中关于融资融券的实际效果如何的结论并不一致, 且研究中的内生性问题一直未得到解决. 本文从价格影响和交易成本两个维度实证研究了融资融券交易对沪市 A 股股票流动性的影响. 基于融资融券标的范围调整方式, 本文使用断点回归处理了相关研究中一直未能解决的内生性问题, 并发现在价格影响维度, 融资融券交易会在市场温和波动时缩小价格影响 (改善流动性), 在市场大幅波动时扩大价格影响 (恶化流动性). 随后本文对投资者的融资融券交易模式进行了识别, 发现投资者在不同市场波动程度下呈现出不同的交易模式, 从而对这种差异性给出了可能的解释. 而在交易成本维度, 本文发现只有对于信息不对称程度较低的股票, 融资融券交易才可以降低其交易成本 (改善流动性).

关键词 杠杆交易; 融资融券; 股票流动性; 断点回归法

The Impact of Leverage Trading on Stock Liquidity: Evidence from Margin Trading in Chinese A-Share Market

ZHOU Rongxi¹, TAO Yukun¹, DENG Yaojian¹, LIU Xiao²

(1. School of Banking and Finance, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;
2. School of Economics and Management, North China University of Technology, Beijing 100144, China)

Abstract Improving market liquidity is one of the intentions of China Securities Regulatory Commission to launch the margin trading system. However, the conclusions about the practical effect of margin trading in related studies are inconsistent,

收稿日期: 2022-09-14

基金项目: 国家自然科学基金 (71871062, 71631005); 北方工业大学科研启动基金 (110051360002)

Supported by National Natural Science Foundation of China (71871062, 71631005); Research Initiation Fund Project of North China University of Technology (110051360002)

作者简介: 周荣喜, 博士, 教授, 研究方向: 金融工程, E-mail: zhourx@uibe.edu.cn; 陶玉堃, 硕士, 研究方向: 金融工程, E-mail: 201401177@uibe.edu.cn; 邓尧健, 硕士研究生, 研究方向: 金融工程, E-mail: jeff-dengyaojian@outlook.com; 通信作者: 刘晓, 博士, 讲师, 研究方向: 债券市场, E-mail: liuxiaoshuxue2011@126.com.

and the endogeneity problem has not been resolved yet. This paper empirically studies the impact of margin trading on the liquidity of stocks listed on the Shanghai Stock Exchange from price impact and trading costs dimensions. Given the threshold rules that determine a stock's margin trading eligibility, we employ a regression discontinuity design to address the endogeneity problem in related studies. This paper finds that, for price impact dimension, margin trading can reduce price impact (enhance liquidity) when the market fluctuates moderately, and increase price impact (decrease liquidity) during large market fluctuations, which is then explained by the different trading strategies employed by margin traders during different market conditions. For trading costs dimension, margin trading can reduce transaction costs (enhance liquidity) only for stocks with less information asymmetry.

Keywords trader leverage; margin trading; stock market liquidity; regression discontinuity design

1 引言

投资者杠杆交易是否会对股票的流动性产生影响? 2015年,我国股市发生剧烈波动,有学者认为,“加杠杆”和“去杠杆”在此轮股价波动中起到了重要影响(吴晓求(2016)),杠杆交易产生的“流动性螺旋”效应也被认为是导致次贷危机期间美国股市暴跌的原因之一(Brunnermeier and Pedersen (2009)).虽然这些研究结果很有说服力,但想在实证研究中检验该理论的有效性却十分棘手.困难主要在于存在难以解决的内生性问题:一方面,股票流动性和投资者杠杆往往会同时受到某些因素的影响(Kahraman and Tookes (2017)),比如当市场基本面情况恶化时,投资者抛售压力会同时导致投资者减少杠杆交易和股票流动性下降;另一方面,股票的流动性与投资者杠杆交易规模会相互作用,存在双向因果.因此,若想考察杠杆交易对股票流动性的影响,就必须将股票流动性的变化中仅受杠杆交易影响的那一部分单独分离出来,而这是相关实证研究中一直较难解决的问题.

融资融券也被称为保证金交易,指投资者借入资金买入证券(融资交易)或借入证券并卖出(融券交易)的行为,是重要的杠杆交易手段.股票被纳入融资融券标的范围可以被视为是对该股票的投资者使用杠杆能力的一次正向冲击.而我国的融资融券制度存在两个重要特点:其一是只有部分股票可以作为融资融券的标的股票;其二是证券交易所会对融资融券标的进行定期调整,且会使用一个加权评价指标对股票由大到小排序从而选取新增标的.为此,本文使用断点回归方法来识别投资者杠杆交易对股票流动性的影响,这是因为断点回归可以利用驱动变量(如加权评价指标)在断点附近的局部随机性,从而能较好地处理内生性问题.

融资流动性的提升可以改善市场流动性,这是一些重要的理论模型的核心结论,并已成为金融领域十分重要的研究主题(Gârleanu and Pedersen (2007), Brunnermeier and Pedersen (2009)).在相关实证研究中,学者们主要利用各类对融资流动性的外生冲击来处理内生性问题,包括雷曼破产(Aragon and Strahan (2012))以及新增的交易费用(Wang et al. (2021))等.而融资融券交易资格放松了交易者的借款约束,也可视作对融资流动性的外生冲击,因此本文可以为融资流动性和市场流动性领域的相关研究提供新的实证依据支持.

在推出融资融券制度之初,我国证监会预期融资融券可以起到价格发现、稳定市场、增

强流动性等功能¹,然而相关研究中关于融资融券的实际效果如何的结论并不一致.其中,在融资融券对流动性的影响方面,也存在两种截然相反的观点(姚磊和姚王信(2016),谢黎旭等(2018),Wan(2020)).本文研究发现,融资融券交易者在股市大幅波动和温和波动期间呈现出不同的交易模式,导致了融资融券交易对流动性的影响在不同时期存在差异.本文说明了在什么市场条件下杠杆交易有利于改善流动性,提升市场质量,以及何时杠杆交易反而会起到恶化流动性的效果.因此,监管者可利用本文的结论,权衡杠杆交易的利弊,从而改善决策.另一方面,本文的结论也有助于在市场出现大幅波动时认识和防范可能发生的市场流动性风险.

本文可能的创新之处:1)基于对上海证券交易所(下称“上交所”)历次融资融券标的调整实践的信息挖掘,首次发现我国融资融券标的选取方式存在断点,并使用模糊断点回归有效地处理了相关研究中面临的内生性问题,为其他以融资融券为对象的潜在研究提供了参考借鉴.2)与Kahraman and Tookes(2017)的研究相比,我国融资融券标的调整方式以及资本市场特征均存在差异,本文研究发现,在我国市场,杠杆交易虽然可以从价格影响维度改善流动性,但在交易成本维度没有起到明显作用,并从信息不对称程度的角度给出了解释.

2 文献回顾、机制分析与研究假设

2.1 文献回顾与评述

2.1.1 杠杆交易对股票市场的影响

迄今为止,国内外学者就杠杆交易对股票市场的影响进行了多方面的研究,主要包括杠杆交易或融资融券对股市波动率(Henry and McKenzie(2006),陈海强和范云菲(2015),姚磊和姚王信(2016),王朝阳和王振霞(2017))、股价崩盘风险(褚剑和方军雄(2016),俞红海等(2018))以及股市定价效率(李科等(2014),Chang et al.(2014),李志生等(2015),孟庆斌和黄清华(2018))等方面的影响.

而在股票流动性方面,Brunnermeier and Pedersen(2009)认为杠杆交易可以改善证券的流动性,但在市场暴跌期间,由于杠杆交易者的融资约束收紧,则可能因为“流动性螺旋”效应引发整个市场流动性的同步枯竭,从而解释了市场暴跌期间股票流动性会迅速枯竭和流动性同步性(Chordia et al.(2002),吴偲立和常峰源(2021))等现象.而相关实证研究中则存在融资融券交易可以改善股票流动性(谢黎旭等(2018),Ye et al.(2020))以及融资融券交易会恶化股票流动性(姚磊和姚王信(2016),Wan(2020))两种相反的结论.但由于以上实证研究未能有效处理内生性问题,因此研究结论可信度大打折扣.

Kahraman and Tookes(2017)基于印度特殊的保证金交易标的选取方式,使用断点回归方法较好地处理了内生性问题,发现保证金交易会改善股票的流动性,且背后的原因在于保证金交易者的反向交易策略.但由于印度资本市场以及保证金交易制度与我国存在一定差异,相关研究结论不一定能直接推广至我国的情形.而我国的融资融券标的选取方式同样可能存在断点,因此利用这一研究思路和方法对我国股市进行具体深入研究,具有十分重要的理论意义和应用价值.

¹《证监会有关部门负责人就证券公司融资融券业务试点答记者问》, <http://www.sse.com.cn/services/-tradingservice/margin/home/news/c/3987575.shtml>.

2.1.2 融资融券交易者的交易模式

杠杆交易对流动性的影响很大程度上取决于杠杆投资者的交易模式。已有研究大多通过识别杠杆交易规模与短期股票收益之间的关系从而判断杠杆投资者的交易模式。由于各国资本市场发展程度和投资者结构等因素均存在差异,研究结论也各不相同。第一类研究发现杠杆交易者通常采取反向交易策略 (Diether et al. (2009), Kahraman and Tookes (2017), Ye et al. (2020)), 在股价上涨时减少融资交易或增加融券交易规模, 在股价下跌时则相反。DeBondt and Thaler (1985) 认为市场会过度反应, 也就是表现好的股票股价会过度高估, 而表现差的股票股价则会被过度低估, 所以在过一段时间以后, 表现好的股票股价会向下修正, 而表现差的股票股价会向上修正, 因此反向交易策略可以获得超额报酬。反向策略所获得的利润实际上相当于投资组合在形成期内承担了较高的风险而产生的风险补偿 (Chan (1988)). 同时噪声交易、过度自信以及羊群行为等投资者非理性行为构成了反向交易策略的实证基础与依据。第二类研究则发现杠杆交易者通常采取“追涨杀跌”的投资策略 (俞红海等 (2018), Allen and Usher (2020), 康文津和顾明 (2021)), 即在股价上涨时增加融资交易或减少融券交易规模, 股价下跌时相反。投资者对于突出的高收益率股票表现为风险追求态度, 而对于突出的低收益率股票则转变为风险厌恶的态度。正是突出性思考的风险偏好漂移导致了投资者的追涨杀跌行为 (李学峰等 (2021)).

另一方面, 学者们也发现杠杆交易者的交易模式并非一成不变, 杠杆交易规模与短期股票收益之间的关系存在非线性特征。如股价下跌导致融资交易减少的幅度大于股价上涨导致融资交易增加的幅度 (康文津和顾明 (2021)), 在股市出现暴跌时会由原本的反向交易策略转而采取动量策略等等 (Kahraman and Tookes (2017)). 因此, 在识别杠杆交易者的交易模式时, 应当注意其交易模式可能呈现出的非线性特征, 并探究在不同交易模式下, 杠杆交易对流动性的影响是否存在差异。

2.2 作用机制分析与研究假设

证券的流动性可概括为完成交易或者为找到理想的成交价格所需付出的时间和成本 (Amihud and Mendelson (1986)), 包括交易成本、价格影响和及时性三个维度。交易成本、价格影响越小, 或成交速度越快, 资产的流动性就越好; 反之, 则越差。

2.2.1 杠杆交易对流动性在价格影响维度的影响

价格影响主要指交易成交后造成市场价格波动的程度。通常来说, 买方主动成交订单会导致股价上涨, 而卖方主动成交订单会导致股价下跌。一定时期内买方主动成交订单和卖方主动成交订单的差额被称为订单不平衡。如果使用中间报价的变动代表股价的变动, 价格影响可以用式 (1) 表示:

$$\text{Pimpact} = \frac{m_{t+\Delta} - m_t}{\text{buy}_t - \text{sell}_t}, \quad (1)$$

式中, m_t 代表中间报价, 即最低卖价和最高买价的平均值, buy_t 和 sell_t 分别代表 t 至 $t + \Delta$ 期间的买方主动成交订单量和卖方主动成交订单量。故式 (1) 代表的就是 1 单位订单不平衡带来的中间报价的变动。由于大额的订单更可能被视作知情交易的信号 (Kyle (1985)), 因此

订单不平衡程度 $\text{buy}_t - \text{sell}_t$ 的增加往往会引起价格波动 $m_{t+\Delta} - m_t$ 出现更大幅度的增长, 故订单不平衡程度越高, 价格影响也就越大。

为进一步说明杠杆交易如何对流动性的价格影响维度产生影响, 我们引入流动性提供者和流动性需求者的概念。流动性提供者可定义为在股价上涨时卖出股票, 而在股价下跌时买入股票的投资者 (Kaniel et al. (2008))²。与之相反, 流动性需求者可定义为在股价上涨时买入股票, 而在股价下跌时卖出股票的投资者。

从以上定义可以看出, 流动性提供者采取的是反向交易策略, 而流动性需求者则采取的是“追涨杀跌”的动量策略。由于流动性提供者的反向交易策略有利于缓解订单不平衡程度, 因此如果市场上的流动性提供者增加, 那么则有利于降低价格影响, 提升市场流动性。具体表现为: 当市场出现买方订单不平衡时, 价格影响随之扩大, 流动性恶化。但买方订单不平衡同时也导致股票价格上涨, 而流动性提供者此时会卖出股票平仓, 缓解买方订单不平衡状况, 从而改善股票流动性。市场出现卖方订单不平衡时的情况与之类似。流动性提供者改善股票流动性的路径可总结如图 1 所示。

因此, 如果融资融券交易者采取反向交易策略, 市场上的流动性提供者就会增加, 从而改善股票流动性。反之, 如果融资融券交易者采用动量策略, 则充当了流动性需求者的角色, 他们的交易行为反而会对股票流动性产生不利影响。故融资融券交易对股票流动性的影响很大程度上取决于投资者的融资融券交易策略。

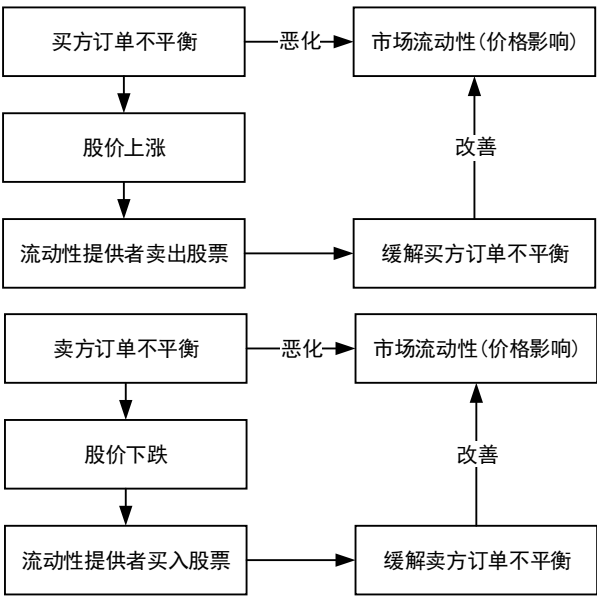


图 1 流动性提供者改善市场流动性的路径

²传统观点认为, 在订单簿市场, 限价指令提供流动性, 市场指令消耗流动性。而 Kaniel et al. (2008) 认为流动性的需求和供给与订单类型无关, 而是取决于买卖订单与股价变动间的关系。此处我们使用 Kaniel et al. (2008) 的定义。

根据我国的融资融券交易制度安排,满足融资融券交易资格条件的个人投资者和机构投资者均可参与融资融券交易。而个人投资者和机构投资者进行融资融券交易的目的往往不同,因而通常采取不同的交易策略。个人投资者往往采取追涨杀跌的动量策略(顾荣宝等(2015),郑挺国和葛厚逸(2021)),在股市处于上涨和下跌趋势时利用杠杆增厚收益。因此个人投资者的融资融券交易规模可能在股价大幅上涨或下跌时处于较高水平,而在股价温和波动时相对较低。机构投资者则常将融资融券用于配对交易、统计套利以及市场中性等套利策略(Fung and Hsieh (1997),陈道轮等(2014))。与个人投资者“追涨杀跌”的动量交易策略相反,套利策略往往需要买入被低估的股票,卖空被高估的股票,因而其交易模式往往采用反向交易策略。

图2给出了沪市A股股票日度收益率与净融资买入额的分仓散点图,可以看出,当收益率处于温和波动区间时,二者呈负相关关系,说明此时融资融券交易者采取反向交易策略。图3进一步给出了2013–2019年沪市A股股票日度收益率的核密度估计并画出了正态分布的参考线。总体来看,股票日度收益率呈以0.06%为均值的尖峰厚尾分布,股价处于温和波动的情形更为常见,因此我国融资融券交易者总体上可能采取反向交易策略的频率更高,充当流动性提供者的角色。但在股价大幅上涨或下跌期间,由于个人投资者融资融券交易规模扩大,融资融券交易者整体可能更符合动量交易策略的交易模式。故本文提出假设1和假设2。

H1 融资融券交易(杠杆交易)可以降低价格影响,改善流动性;但在股价大幅上涨或下跌期间,融资融券交易反而会提高价格影响,恶化流动性。

H2 在股价温和变动时,机构融资融券交易者采取的反向交易策略占主导,融资融券交易提供市场流动性;在股价大幅上涨或下跌时,个人融资融券交易者采取的“追涨杀跌”动量策略占主导,融资融券交易消耗市场流动性。

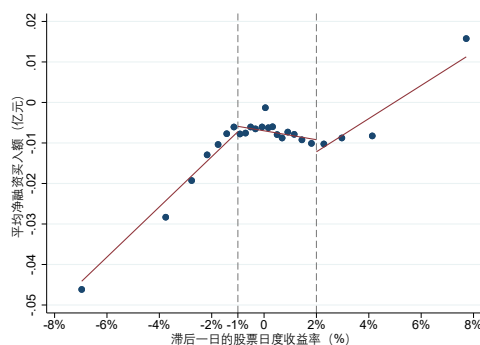


图2 日度收益率与净融资买入额

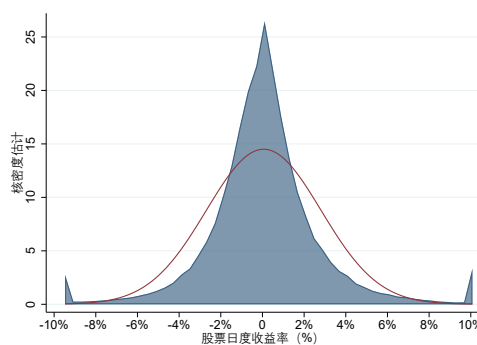


图3 股票日度收益率的核密度估计

2.2.2 杠杆交易对流动性在交易成本维度的影响

股票的交易成本包括显性成本和隐性成本两部分。其中,显性成本包括股票交易的佣金、税费等;而隐性成本主要指股票需要以比当前市场价更低的价格出售或以比市场价更高的价格购买而带来的损失。而由于佣金、税费等显性成本的大小往往外生于股票交易活动,因此研究中往往以对隐性交易成本的研究为主,本文也是如此。隐性交易成本通常使用报价价差

$(a_t - b_t)$ 和有效价差 $(p_t - m_t)$ 等价差指标进行衡量. 其中 a_t 和 b_t 分别代表 t 时刻的最低卖价和最高买价, m_t 代表 a_t 和 b_t 的平均值, p_t 代表实际成交价格.

通常来说, 证券的报价价差或有效价差主要受订单执行成本、存货风险、逆向选择风险以及订单无法执行风险等因素影响, 这几个因素在价差中的占比在不同的市场结构中存在差异. 例如, 在做市商市场中, 订单执行成本和存货风险是价差的主要组成部分 (Huang and Stoll (1997)); 而包括我国在内的新兴市场国家则通常采用订单簿作为股票市场的主要交易方式, 逆向选择风险是订单簿市场中价差的主要构成因素 (Brockman and Chung (1999), 田存志等 (2015)). 而杠杆交易不但难以降低逆向选择风险, 甚至反而可能会因为内幕交易的增加而提高逆向选择风险 (张俊瑞等 (2016), 苏冬蔚和彭松林 (2019), Wan (2020)), 因此杠杆交易总体上难以降低股票的交易成本.

虽然交易成本与价格影响代表了市场流动性的两个不同的维度, 但二者之间存在一定的联系. 考虑如下交易, 交易者通过市场指令以价格 p_t 买入 1 单位股票, 使得股价由 m_t 上涨至 $m_{t+\Delta}$. 则其收益 π_t 如式 (2):

$$\pi_t = m_{t+\Delta} - p_t = (m_{t+\Delta} - m_t) - (p_t - m_t). \quad (2)$$

可见该交易者的收益等于价格影响 $(m_{t+\Delta} - m_t)$ 与有效价差 $(p_t - m_t)$ 的差额. 如果有效价差小于价格影响, 那么该交易者就会因此而获利. 而从长期来看, 这种获利机会会被逐渐消除, 有效价差至少不应小于价格影响, 即价格影响构成了有效价差的下限.

在 2.2.1 小节的分析中, 我们认为杠杆交易能够降低交易的价格影响. 但是下限的降低并不意味着有效价差也会随之下降, 只是使交易成本存在进一步下降的可能性. 由于逆向选择风险是订单簿市场中价差的主要构成因素, 故只有当股票的逆向选择风险很小, 使得均衡时的有效价差低于价格影响时, 价格影响这一下限才会构成对有效价差进一步下降的限制. 故本文提出假设 3.

H3 杠杆交易总体上不能降低股票的交易成本; 只有对于逆向选择风险很小的股票, 杠杆交易才能够降低其交易成本, 改善流动性.

3 融资融券标的的范围调整方式分析

在融资融券推出初期, 上交所先后将上证 50 指数或上证 180 指数成分股作为融资融券标的. 2013 年 1 月, 上交所将融资融券标的的选取方式调整为: 对于符合《上海证券交易所融资融券交易实施细则》(下称《实施细则》) 规定条件的股票, 按照加权评价指标从大到小排序进行选取, 并于 2013 年 9 月在融资融券标的的选取方式的表述中新增了“以优先保留现有标的股票为基本原则”. 其中, 加权评价指标的计算方式如下:

$$\text{加权评价指标} = 2 * \frac{\text{一定期间内该股票平均流通市值}}{\text{一定期间内沪市 A 股平均流通市值}} + \frac{\text{一定期间内该股票平均成交金额}}{\text{一定期间内沪市 A 股平均成交金额}}. \quad (3)$$

故满足《实施细则》所规定的条件是通过加权评价指标进行融资融券标的的选取的前提, 加权评价指标并非选取标的的唯一考虑因素. 《实施细则》对股票的流通股本、流通市值、日均涨跌幅、波动幅度和股东人数等方面提出了要求, 并要求股票已完成股权分置改革且未被实施风险警示.

从2013年1月之后上交所历次融资融券标的的调整的实践来看,我们发现上交所融资融券标的的范围的调整方式有如下特点:第一、上交所对于融资融券标的的股票调入机制为定期调整,在两次定期调整之间,即使有股票满足《实施细则》所规定的条件且加权评价指标也足够高,也不会被立即调入标的之中;第二、融资融券标的的股票调出机制为常态化调整,不再满足《实施细则》所规定条件的标的股票会被立即调出标的范围,比如若某只股票被上交所实施风险警示,通常上所在当天就会发布公告将该股票调出融资融券标的;第三、自2013年9月起,加权评价指标仅作为选取新增标的股票的标准。对于调整前已经纳入标的范围的股票来说,即使其加权评价指标值小于部分非标的股票,也不会因此而被调出标的范围,即“以优先保留现有标的股票为基本原则”的含义。

2013年初至2021年末,上交所共对融资融券标的进行了24次定期调整,调整数量情况如图4所示。可以发现自2013年1月31日之后,历次标的股票的定期调整均只涉及调入,不涉及调出。且除非发生标的数量的扩容,否则定期调整只是在部分股票因不满足《实施细则》的要求而被剔除后,将标的股票数量重新“补齐”,不涉及标的股票数量的大幅变化³。

故自2013年1月31日之后,上交所融资融券标的的调整流程可总结如下:在定期调整时间节点之前,随时调出不满足《实施细则》所规定条件的标的股票;在定期调整时间节点,按照加权评价指标对未纳入标的范围且满足《实施细则》所规定条件的股票进行排序,选出新调入的标的股票,新调入的标的股票数量为两个定期调整时点之间被调出的股票数量加上标的扩容量。表1举例示意了标的范围的具体调整流程。

在定期调整时间节点1,根据加权评价指标由大到小排序,股票1和2会被纳入标的范围。因此在时点1,指标值高于0.3时股票会被调入标的,0.3便是断点位置。

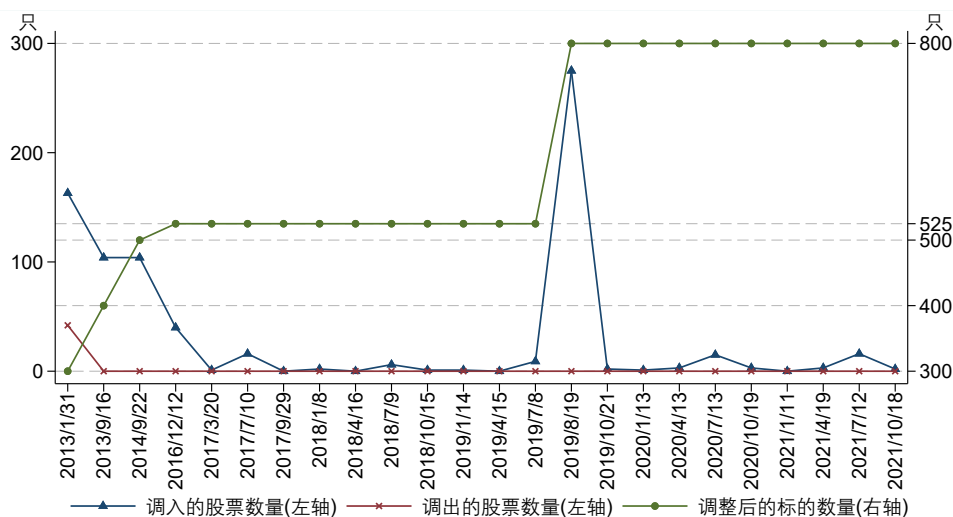


图4 2013年至2021年上海证券交易所融资融券标的的定期调整情况

³数据来源: 根据上交所官网公告整理, 标的数量不含科创板股票。

表 1 上交所融资融券标的调整流程

定期调整时间节点 1 (假设标的数为 2 只)		两个时间节点 之间任意一天	定期调整时间节点 2 (假设标的数扩容至 3 只)	
股票名	加权评价指标	股票名	股票名	加权评价指标
股票 1	0.4	股票 1	股票 1	0.2
股票 2	0.3 (断点)	ST 股票 2	ST 股票 2	0.2
股票 3	0.2	股票 3	股票 3	0.3
股票 4	0.1	股票 4	股票 4	0.5
股票 5	0.1	股票 5	股票 5	0.4 (断点)

注：表中数字均为举例说明所用的假设值，下划线表示假设的标的范围内的股票。

假设在两个时间节点间任意一天，股票 2 因被实施风险警示被调出标的范围，但由于直到时点 2 之前交易所都不会进行调入操作，因此直到定期调整时间节点 2 之前，仅有股票 1 在标的范围内。

在定期调整时间节点 2，虽然根据加权评价指标由大到小排序，指标值最大的 3 只股票依次为股票 4、5 和 3，但交易所仅会将股票 4 和 5 纳入标的范围，同时保留原本即在标的范围内的股票 1，即“以优先保留现有标的股票为基本原则”。因此在时点 2，除原本就已在标的范围内的股票 1 外，若股票的加权评价指标值高于 0.4，则股票会被调入标的，故断点取值应为 0.4。也就是说断点值应为每次新调入标的范围的股票中加权评价指标的最小值。

4 研究设计

4.1 流动性指标选取与变量说明

为了更全面地反映被解释变量——股票流动性的变化，本文同时使用了流动性在价格影响和交易成本两个维度的度量指标。在具体指标的选取上，则根据 Goyenko et al. (2009)，张峥等 (2014) 对流动性度量指标的比较研究结果选出了最优且较为适合我国市场的流动性指标。在价格影响维度，本文使用 Amihud 指标 (Amihud (2002)) 和 Roll_impact 指标作为代理变量，Amihud 指标计算方式为：

$$\text{Amihud}_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{d=1}^{N_{it}} \frac{|R_{id}|}{\text{Volume}_{id}},$$

(4)

其中， R_{id} 表示股票 i 在 d 日的日度收益率， Volume_{id} 表示股票 i 在 d 日的成交金额。 N_{it} 代表股票 i 在 t 月的交易日数量。故 Amihud 指标就是对收益率的绝对值与成交金额之比取平均得到的。如果该指标数值较大，说明股票成交金额会对该股票的收益率产生较大影响，即该股票流动性较差，反之则说明该股票流动性较好。由于 Amihud 指标数值较小，为展示方便将数值整体乘以 100。

Roll_impact 指标的计算公式如下：

$$\text{Roll_impact}_{it} = \frac{\text{Roll}_{it}}{\frac{1}{N_i} \sum_{d=1}^{N_i} \text{Volume}_{id}}.$$

(5)

式(5)中, Roll_{it} 为按日度计算的 Roll 指标的月度均值, Roll 指标的计算公式如下:

$$\text{Roll} = \begin{cases} 2\sqrt{-\text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})}, & \text{if } \text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) < 0, \\ 0, & \text{if } \text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) \geq 0. \end{cases} \quad (6)$$

Roll 指标是交易成本维度的指标, 因此 Roll_impact 度量的是每一单位成交金额会使得交易成本扩大多少, 因此是一个非流动性度量指标, 即数值越大代表流动性越差, 反之则代表流动性越好. 由于 Roll_impact 指标数值较小, 为展示方便将数值整体乘以 1000.

在交易成本维度上, 本文使用按日度计算的成交金额加权平均有效价差和报价价差, 并对指标值取月度平均作为代理变量. 日度有效价差的计算公式为:

$$\text{Espread}_{id} = \sum_{m=1}^{M_d} W_{im} \times \frac{|\text{transactionprice}_{im} - 0.5 \times (\text{ask}_{im} + \text{bid}_{im})| \times 2}{0.5 \times (\text{ask}_{im} + \text{bid}_{im})}. \quad (7)$$

日度报价价差的计算公式为:

$$\text{Qspread}_{id} = \sum_{m=1}^{M_d} W_{im} \times \frac{\text{ask}_{im} - \text{bid}_{im}}{0.5 \times (\text{ask}_{im} + \text{bid}_{im})}, \quad (8)$$

其中, ask_{im} 表示股票 i 第 m 笔交易时的最低卖方报价, bid_{im} 表示股票 i 第 m 笔交易时的最高买方报价, $\text{transactionprice}_{im}$ 表示股票 i 第 m 笔交易的成交价格, 为股票 i 第 m 笔订单成交额占当日总成交额的比重. 有效价差或报价价差越高, 说明股票交易要付出更高的成本, 代表股票流动性越差.

断点回归的驱动变量为加权评价指标 score_{it} 通过式(3)计算. 随后, 根据本文第三部分介绍的融资融券标的的调整方式, 将每次新调入标的范围的股票中加权评价指标的最小值作为断点 c_{it} . 为展示方便将 score_{it} 和 c_{it} 的数值整体乘以 1000.

4.2 样本选择和处理以及数据来源

本文选取 2013 年 1 月 31 日、2013 年 9 月 16 日、2014 年 9 月 22 日和 2019 年 8 月 19 日 4 次标的调整至下一次标的定期调整前的上交所上市交易的所有 A 股主板股票作为样本⁴. 主要数据来源是 CSMAR 及 RESSET 数据库, 融资融券标的的股票名单来自上海证券交易所官网公告和 RESSET 数据库. 同时, 考虑到加权评价指标在 2013 年 9 月 16 日、2014 年 9 月 22 日和 2019 年 8 月 19 日这 3 次调整中仅作为新增调入标的主要依据, 将这 3 个调整期间中在调整前就已经在融资融券标的范围内的样本剔除. 具体样本范围如表 2 所示.

此外, 本文进一步采取以下方式对样本进行了筛选: 剔除 ST 和 ST* 的股票; 剔除上市交易不满 3 个月的样本. 为减轻极端值的影响, 对连续型变量两侧各做 1% 缩尾处理.

4.3 断点回归模型设计

根据我国的融资融券制度特点, 当加权评价指标高于新增标的股票加权评价指标的最小值时, 股票会有较大的概率被纳入融资融券标的的范围. 因此本文参见文献 Kahraman and

⁴2016 年 12 月 12 日仅扩容 25 只标的的股票, 因此未使用. 此外由于科创板融资融券标的的选取方式与主板不同, 因此样本范围未涵盖科创板股票.

表 2 加权评价指标计算区间和样本范围

标的调整日	样本范围	样本筛选方式
2013/1/31	2013-02 至 2013-08	无剔除
2013/9/16	2013-09 至 2014-08	若在 2013 年 8 月为标的股票, 则剔除
2014/9/22	2014-09 至 2016-11	若在 2014 年 8 月为标的股票, 则剔除
2019/8/19	2019-08 至 2019-09	若在 2019 年 7 月为标的股票, 则剔除

Tookes (2017), 钱浩祺等 (2021), 周颖刚等 (2022) 的做法, 使用断点回归 (regression discontinuity design, 简称 RDD) 研究融资融券交易对股票流动性的影响. 考虑到《实施细则》对股票日均涨跌幅、波动幅度、股东人数和流通股本数量等方面有要求, 因此我们选择使用模糊断点回归 (fuzzy RDD) 来估计融资融券交易给股票流动性带来的局部平均处理效应.

在估计断点回归模型时, 为了利用断点附近的局部随机性, 常使用局部线性回归等非参数方法对模型进行估计, 而在使用该类方法时需确定所使用的带宽. 带宽的确定过程实际是在断点回归估计精度和偏差之间进行权衡的过程. 常见的带宽选取方法包括 CV 法、IK 法和 CCT 法 (Calonico et al. (2014)). 本文使用以上 3 种方法分别计算了被解释变量为 Amihud 和 Es spread 时的最优带宽. 对于被解释变量 Amihud, CV、IK 和 CCT 法计算得到的最优带宽分别为 0.105、0.357 和 0.208. 对于被解释变量 Es spread, CV、IK 和 CCT 法计算得到的最优带宽分别为 0.074、0.449 和 0.222. 在基准回归中, 我们使用 CCT 法的结果作为带宽, 因为该方法是相对更为先进的带宽选择方法. 同时遵循 Lee and Lemieux (2010) 的建议, 在稳健性检验中也检验了本部分的结果对多种带宽选择的敏感性. 进一步地, 我们在 CCT 法得到的最优带宽下, 根据 AIC 准则确定断点回归模型阶数并定为 0 阶. 具体模型设定如下, 并使用工具变量法来估计模型参数.

第一阶段回归模型为:

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times 1(\text{score}_{it} \geq c_{it}) + \varphi \text{Controls}_{it} + \alpha_t + u_{it}.$$

(9)

第二阶段回归模型为:

$$\text{Illiquidity}_{it} = \delta_0 + \delta_1 D_{it} + \lambda \text{Controls}_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it},$$

(10)

其中, Illiquidity_{it} 为股票 i 在 t 月的非流动性水平. 在基准回归中, 使用 Amihud 指标作为价格影响维度的非流动性代理变量, 使用 Es spread 作为交易成本维度的非流动性代理变量. 在稳健性检验中, 使用 Roll_impact 指标和 Qspread 分别作为价格影响和交易成本维度的代理变量重新估计模型. score_{it} 为驱动变量, 即个股 i 在 t 月对应的加权评价指标, c_{it} 为断点. $1(\cdot)$ 为示性函数, 当括号内表达式为真时取值为 1; 否则, 取值为 0. D_{it} 为处理变量, 当股票 i 在 t 月在融资融券标的范围内时取 1, 否则取 0. D_{it} 前的系数 δ_1 就是本文所关注的局部平均处理效应. Controls_{it} 表示控制变量, 参考 Kahraman and Tookes (2017) 的研究, 控制变量包括股票的月度收益率 (Mreturn)、收益率的标准差 (Sd_return)、流通市值 (Mcap)、以及被解释变量的一阶滞后项. α_t 和 μ_t 代表月份固定效应. u_{it} 和 ε_{it} 为随机扰动项. 标准误在股票层面进行聚类处理.

5 杠杆交易对股票流动性影响的实证结果

5.1 数据描述性统计

表3分别给出了全样本下和断点附近⁵流动性代理变量的描述性统计,并按标的股票与非标的股票分别列示。在全样本的数据描述性统计中,可以看出标的股票的流动性要好于非标的股票。标的股票Amihud指标的均值比非标的股票低3.065, Roll_impact指标的均值比非标的股票低0.644; 标的股票的有效价差的均值比非标的股票低3.0BP, 报价价差的均值比非标的股票低3.1BP。在将样本范围缩小至断点附近后, 标的股票的流动性仍然要好于非标的股票。标的股票的Amihud指标的均值比非标的股票低2.357, Roll_impact指标比非标的股票低0.585; 标的股票有效价差的均值比非标的股票低2.5BP, 报价价差的均值比非标的股票低2.3BP。

表3 主要变量的描述性统计

变量	全样本					断点附近的样本				
	均值	P25	中位数	P75	标准差	均值	P25	中位数	P75	标准差
融资融券标的股票										
Amihud	1.798	0.721	1.271	2.201	1.864	2.185	0.854	1.422	2.649	2.589
Roll_impact	0.406	0.158	0.287	0.506	0.403	0.461	0.178	0.318	0.554	0.475
Espread (%)	0.147	0.103	0.13	0.172	0.065	0.141	0.104	0.127	0.162	0.055
Qspread (%)	0.143	0.098	0.126	0.168	0.066	0.145	0.109	0.133	0.168	0.055
标的范围外的股票										
Amihud	4.863	1.972	3.577	6.451	3.916	4.542	1.87	3.375	5.881	3.879
Roll_impact	1.05	0.396	0.764	1.423	0.876	1.046	0.376	0.742	1.392	0.933
Espread (%)	0.177	0.131	0.165	0.21	0.064	0.166	0.114	0.145	0.197	0.074
Qspread (%)	0.174	0.127	0.161	0.207	0.065	0.168	0.117	0.147	0.199	0.073

5.2 杠杆交易对股票流动性的影响

在估计断点回归模型结果之前,可以先根据图形观察股票流动性在断点附近的变化情况。在图5至图8中,我们将驱动变量 $\text{score}_{it} - c_{it}$ 取值限定在 $[-1, 1]$ 区间内,并将驱动变量在断点两侧的长度分别等距离地分割为20个小区间,故每个小区间的长度为0.05,然后分别计算每一个小区间中纵轴变量的平均值,并在图中标出,图中每一个点上下两端的横线是95%的置信区间。随后,我们分别使用断点两侧的样本进行线性回归并计算纵轴变量的预测值,画出拟合线。可以从图5观察到,标的股票占比在断点处存在明显向上的跳跃,提升大约在60%左右,且断点两侧的95%置信区间明显不存在重合部分。这印证了本文使用模糊断点回归的合理性。

如果融资融券交易可以影响股票流动性,预计股票的流动性会在断点附近发生显著变化。图6和图7展示了Amihud指标和有效价差在断点附近的变化情况。可以看出,在价格影响维度,Amihud指标在断点处存在向下的跳跃,且断点两侧的95%置信区间不存在重合的部

⁵“断点附近”指以Amihud作为被解释变量时,CCT法得到的最优带宽内的样本。

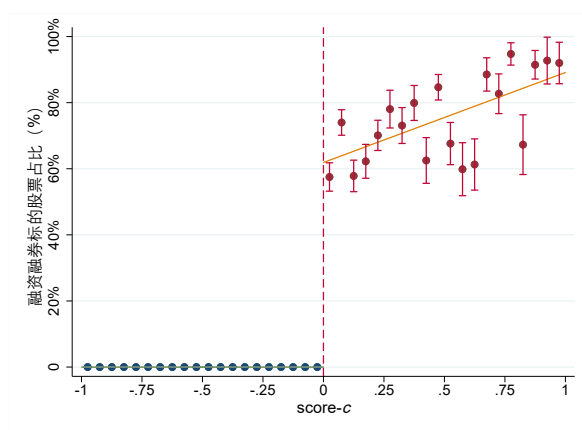


图 5 加权评价指标与标的股票占比

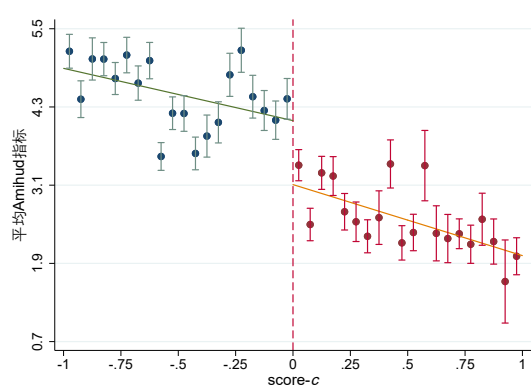


图 6 加权评价指标与 Amihud 指标

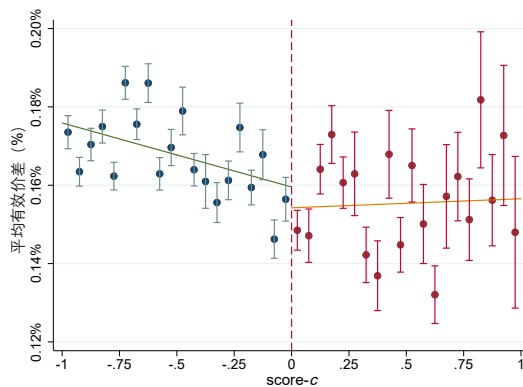


图 7 加权评价指标与有效价差

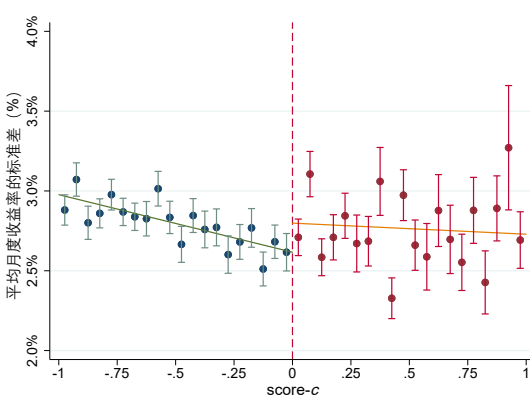
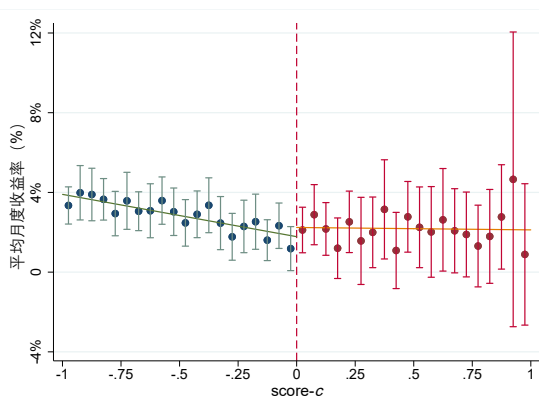


图 8 加权评价指标值与其他协变量

分,说明这种跳跃在统计意义上也是显著的.但在交易成本维度,虽然有效价差随着驱动变量的提高呈现下降趋势,但断点处并未发生明显的变化,断点左右两侧的 95% 置信区间有相当大的重合部分.因此,从图形角度来看,融资融券交易对流动性的影响在价格影响和交易成本维度可能存在差异——融资融券交易可以减小股票交易的价格影响,但对股票交易成本可能没有显著影响.

此外,为确保 Amihud 指标的跳跃是由融资融券交易带来的而不是受其他协变量的影响而导致的,本文还检查了主要的协变量在断点处是否存在不连续的变化,图 8 分别展示了股票收益率和收益率的标准差在断点附近的情况,可以看出,协变量在断点处均不存在明显的不连续变化,说明流动性指标的跳跃并非是由其他协变量的非连续变化所导致的.

表 4 汇报了断点回归第二阶段的回归结果,其中列 (1) 和 (2) 展示了在价格影响维度的估计结果.在不加入控制变量的情况下对处理效应的估计为 -0.429 ,加入控制变量后的估计系数为 -0.311 ,且分别在 1% 和 5% 的水平下显著.在表 3 数据描述性统计中,断点附近的非标的股票 Amihud 指标的平均数为 4.542,以平均数作为参照,纳入融资融券标的范围平均会使股票在价格影响维度的流动性改善约 6.9%.列 (3) 和 (4) 给出在交易成本维度的回归结果.可见处理效应的估计值很小,且均在 10% 的水平下不显著.结果表明,融资融券交易对价格影响和交易成本两个维度的影响是不同的,融资融券交易可以显著地改善股票在价格影响维度的流动性,但在交易成本维度并没有显著影响,与本文的假设 1 和假设 3 一致.

表 4 断点回归结果

变量	(1) Amihud	(2) Amihud	(3) Espread	(4) Espread
D_{it}	-0.429^{***} (-2.70)	-0.311^{**} (-2.15)	0.000 (0.33)	0.002 (1.48)
$Mreturn_{it-1}$		-0.034^{***} (-6.35)		-0.001^{***} (-3.82)
Sd_return_{it-1}		-0.335^{***} (-4.97)		-0.007^{***} (-9.08)
$Mcap_{it-1}$		-0.004^{***} (-3.41)		-0.001 (-1.23)
$Amihud_{it-1}$	0.473^{***} (11.75)	0.457^{***} (11.95)		
$Espread_{it-1}$			0.892^{***} (49.71)	0.878^{***} (49.69)
月份固定效应	是	是	是	是
带宽	0.208	0.208	0.222	0.222
观测值	3352	3341	3617	3606

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著. 括号中为 t 值, 标准误在股票层面进行了聚类处理, 下同.

5.3 影响机制分析 —— 融资融券交易者的交易模式

为了揭示融资融券交易能够改善股票流动性的原因,我们对投资者的融资融券交易模式进行了识别.在交易模式识别中,我们使用2013年至2019年9月末上交所主板所有融资融券标的股票的日度数据作为样本,剔除了ST和ST*股票,并对连续型变量两侧各做1%缩尾处理.我们分别选择股票的日度净融资买入额和净融券卖出额作为融资和融券交易的代理变量,并基于Kahraman and Tookes (2017)的研究⁶,进一步构建以下面板门槛回归模型,以识别融资融券交易规模与短期股票收益率之间的关系.

$$\begin{aligned} \text{NetBuy}_{it}(\text{NetShort}_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{return}_{it-1} \times 1(\text{return}_{it-1} \leq \gamma_1) + \\ & \beta_2 \text{return}_{it-1} \times 1(\gamma_1 < \text{return}_{it-1} \leq \gamma_2) + \\ & \beta_3 \text{return}_{it-1} \times 1(\text{return}_{it-1} > \gamma_2) + \\ & \delta \text{Controls}_{it-1} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (11)$$

式中, NetBuy_{it} 和 NetShort_{it} 分别代表股票 i 在第 t 个交易日的净融资买入额和净融券卖出额; return_{it-1} 是股票 i 滞后一个交易日的日度收益率; γ_1 和 γ_2 为待估计的门槛值; Controls_{it-1} 为控制变量,包括日度成交金额(Trade)、日度流通市值(Dcap)、日度换手率(Turnover)和收益率的标准差(Volatility),均取一个交易日的滞后值; α_i 和 λ_t 分别代表个体和时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项.门槛回归的优点在于将门槛值作为待估参数与其他参数一同估计出来,减轻人为设定门槛值的随意性,并可以对门槛效应是否存在进行检验.

在估计面板门槛回归模型之前,我们首先对门槛效应是否存在进行了检验,检验结果见表5.可以发现,在一门槛和二门槛下,门槛效应检验的 F 值均超过1%的临界值(临界值通过Bootstrap抽样300次得到),而在三门槛下 F 值低于10%的临界值,说明存在二门槛效应.

表6的(1)(2)两列分别列示了融资交易和融券交易的面板门槛回归结果.对融资交易来说,当收益率处于相对温和的变动区间时 ($-1.37\% < \text{return}_{it-1} \leq 2.12\%$), return_{it-1} 前的系数估计值为 -0.328 ,表明 return_{it-1} 每提高1%,净融资买入额平均减少32.8万元,此时融资交易者采取的是反向交易策略.但当收益率处于明显的上涨 ($\text{return}_{it-1} > 2.12\%$) 或下跌区间 ($\text{return}_{it-1} \leq -1.37\%$) 时,净融资买入额与滞后的日度收益率总体上呈正相关,说明此时融资交易者采取“追涨杀跌”的投资策略.而从股票收益率的概率分布来看,样本内股票日度收益率处于 $-1.37\% \sim 2.12\%$ 之间的样本占样本总数的63.91%,融资交易者总体上采取反向交易策略的频率更高,因此融资交易可以起到降低价格影响,改善流动性的效果.

对融券交易来说,当股价跌幅较大时 ($\text{return}_{it-1} \leq -3.28\%$), return_{it-1} 前的系数估计值为 0.023 ,表明 return_{it-1} 每降低1%,净融券卖出额平均减少2.3万元,此时融券交易者采取的是反向交易策略.但当股价处于微跌或上涨区间时 ($\text{return}_{it-1} > -3.28\%$),融券交易者则主要采取“追涨杀跌”的动量策略,仅当股价接近涨停时 ($\text{return}_{it-1} > 9.32\%$) 存在反转.因此融券交易者总体上采取动量交易策略的频率更高,可能起到提高价格影响,恶化流动性的

⁶与Kahraman and Tookes (2017)的不同之处在于,我们使用门槛回归的方法估计门槛值,从而减轻人为设定门槛值的随意性.

表5 门槛效应检验结果

类别	门槛个数	F 值	P 值	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
融资交易	一门槛	133.98	0.00	10.04	12.81	20.50
	二门槛	108.81	0.00	6.54	7.86	11.27
	三门槛	6.17	0.86	55.39	64.2	79.95
融券交易	一门槛	484.1	0.00	6.53	8.90	12.41
	二门槛	501.63	0.00	6.66	8.91	14.38
	三门槛	94.94	0.99	179.55	189.01	205.00

表6 面板门槛模型估计结果

变量	(1)	(2)
	NetBuy	NetShort
$\text{return}_{it-1} \times 1(\text{return}_{it-1} \leq \gamma_1)$	0.735*** (8.73)	0.023* (1.81)
$\text{return}_{it-1} \times 1(\gamma_1 < \text{return}_{it-1} \leq \gamma_2)$	-0.328*** (-3.26)	-0.079*** (-5.41)
$\text{return}_{it-1} \times 1(\text{return}_{it-1} > \gamma_2)$	0.664*** (5.25)	0.071** (2.43)
Trade_{it-1}	0.004*** (12.46)	-0.005*** (-3.12)
Dcap_{it-1}	-0.001** (-2.24)	0.001* (-1.94)
Turnover_{it-1}	0.006*** (5.61)	0.004 (1.52)
Volatility_{it-1}	0.370*** (2.8)	0.013 (0.04)
γ_1	-1.37%	-3.28%
γ_2	2.12%	9.32%
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	783,433	783,433

效果. 综合来看, 由于长期以来融券余额占融资融券余额总额的比例不足 1%, 融资融券交易者的交易模式主要取决于融资交易, 因此融资融券交易者总体上在股价大幅上涨或下跌时采取“追涨杀跌”的动量策略, 但在股价温和变动时采取反向交易策略, 与假设 2 一致.

进一步地, 因为在融资融券交易中, 主要是由机构投资者充当流动性提供者角色, 那么对于机构投资者持股比例更高的股票来说, 融资融券交易降低股票价格影响的效果也应当越强. 我们根据样本内每只股票上一季度末的机构持股比例是否高于当期所有样本的中位数将样本分为两组——高机构持股比例组和低机构持股比例组. 在原断点回归模型的基础上引入代表高机构持股比例的虚拟变量 High_Inst 及其与处理变量的交互项, 重新估计断点回归模型, 估计结果如表 7 所示. 从估计结果来看, High_Inst 与处理变量的交互项在 5% 的水平下

表 7 机构持股比例较高时杠杆交易对流动性的影响

变量	(1)	(2)
	Amihud	Amihud
D_{it}	-0.054 (-0.21)	0.101 (0.42)
High_Inst	-0.233* (-1.93)	-0.282** (-2.39)
$D_{it} \times \text{High_Inst}$	-0.529** (-2.46)	-0.497** (-2.32)
控制变量	否	是
月份固定效应	是	是
观测值	3,352	3,341

显著为正, 表明当股票的机构持股比例较高时, 融资融券交易对股票流动性的改善效果会更为明显. 另一方面, 处理变量的系数不再显著, 表明对于机构持股比例较低的股票, 融资融券交易对股票流动性未起到明显影响.

5.4 杠杆交易对价格影响的作用 (股价大幅波动情形)

在交易模式识别中, 我们发现融资交易者在股市出现明显的上涨或下跌时会采取“追涨杀跌”的动量策略, 充当流动性需求者的角色. 因此可以预期, 在股市暴涨或暴跌期间融资融券交易对价格影响的降低效果会被大幅削弱, 甚至反而起到提高价格影响的效果. 尽管杠杆交易常被认为是在市场大幅波动时引发流动性枯竭和助涨助跌的因素 (Brunnermeier and Pedersen (2009)), 但相关实证研究中的内生性问题并未得到解决. 我们参考 Kahraman and Tookes (2017) 的做法, 定义虚拟变量 Downturn_t , 当市场收益率低于样本区间内市场收益率的下 10% 分位数时该虚拟变量取值为 1, 反之取值为 0. 定义虚拟变量 Upturn_t , 当市场收益率高于样本区间内市场收益率的上 10% 分位数时该虚拟变量取值为 1, 反之取值为 0. 在原断点回归模型的基础上加入 Downturn_t 和 Upturn_t 及交互项 $D_{it} \times \text{Downturn}_t$ 和 $D_{it} \times \text{Upturn}_t$ 作为解释变量重新估计断点回归模型, 估计结果如表 8 所示.

在列 (1) 至 (4) 中, Downturn 变量的系数均为正, Upturn 的系数均为负, 说明在市场暴跌期间, 所有股票的流动性都存在下降情况, 而在市场暴涨期间则相反. 从 Downturn 与 D 的交互项来看, 列 (1) 和 (3) 中 Downturn 与 D 的交互项均为正, 均在 5% 的水平下显著, 系数的绝对值也高于 D 的系数, 说明股市暴跌时杠杆交易反而会小幅提升价格影响, 恶化流动性. 从 Upturn 与 D 的交互项来看, 在第 (2) 和 (4) 两列中, 交互项的系数均为正且在 1% 的水平下显著, 系数大小与 D 的系数十分接近, 说明在股市暴涨期间, 融资融券交易对股票流动性的改善效果同样也被大幅削弱, 从而验证了本文的假设 1.

5.5 杠杆交易对交易成本的影响 (信息不对称程度较低时)

在交易成本维度, 由于杠杆交易仅起到降低了交易成本的下限的作用, 因此只有对于逆向选择风险很小的股票, 杠杆交易才能够降低其交易成本. 为验证这一假设, 我们使用 Easley et al. (1996) 提出的知情交易概率 (PIN 指数) 来度量股票交易的信息不对称程度. 其中 PIN

指数越大,则表示一定时间内发生知情交易的概率越高,相应的股票交易的信息不对称程度则越强.定义虚拟变量 PIN_P25_{it} 和 PIN_P10_{it} ,当股票 i 在 t 月的 PIN 指数低于当月所有股票的 25% 和 10% 分位数时取 1,否则取 0.随后我们分别将这两个虚拟变量及其与处理变量的交互项加入到断点回归模型中,回归结果见表 9.从回归结果来看, PIN_P25_{it} 和 PIN_P10_{it} 与处理变量交互项的系数均在 1% 的水平下显著,说明当股票交易的信息不对称程度较低时,杠杆交易可以起到降低交易成本的效果.另一方面,在不同的条件下 D_{it} 的系数均在 10% 的水平下不显著,且数值很小,说明对于信息不对称程度较大的股票,杠杆交易对其交易成本没有明显影响.从而验证了假设 3.

表 8 市场大幅波动时杠杆交易对流动性的影响

变量	(1) Amihud	(2) Amihud	(3) Amihud	(4) Amihud
D_{it}	-0.428*** (-2.84)	-0.305** (-2.10)	-0.693*** (-3.17)	-0.595*** (-2.78)
$Downturn_t$	2.091*** (11.34)	2.434*** (13.05)		
$D_{it} \times Downturn_t$	0.554** (2.24)	0.395** (2.02)		
$Upturn_t$			-1.422*** (-11.60)	-1.324*** (-11.22)
$D_{it} \times Upturn_t$			0.699*** (2.67)	0.725*** (2.92)
控制变量	否	是	否	是
月份固定效应	否	否	否	否
观测值	3352	3341	3352	3341

表 9 信息不对称程度较低时杠杆交易对交易成本的影响

变量	(1) Espread	(2) Espread	(3) Espread	(4) Espread
D_{it}	-0.001 (-0.36)	0.001 (0.25)	-0.004 (-0.66)	-0.002 (-0.70)
PIN_P25_{it}	-0.079*** (-28.91)	-0.073*** (-26.03)		
$PIN_P25_{it} \times D_{it}$	-0.017*** (-3.51)	-0.016*** (-3.11)		
PIN_P10_{it}			-0.121*** (-31.91)	-0.116*** (-29.13)
$PIN_P10_{it} \times D_{it}$			-0.025*** (-3.81)	-0.022*** (-3.31)
控制变量	否	是	否	是
月份固定效应	是	是	是	是
观测值	3617	3606	3617	3606

5.6 对其他替代性解释的检验

5.6.1 融资融券交易资格对股票流动性的影响

由于交易所选取融资融券标的主要依据流通市值和成交金额因素,因此融资融券标的往往都是优质股票,可能导致融资融券标的被视为安全股的“标签”。因此在股票被纳入融资融券标的范围后,融资融券交易的资格(标签)也可能会影响股票的流动性情况。故另一个替代性解释是:价格影响维度的流动性得到改善的原因是融资融券交易的资格(标签),而不是融资融券交易活动。

如果是融资融券交易活动导致了结果,那么对于融资融券交易量更高的股票,流动性增强效果也应更强。我们定义虚拟变量 Intensetrade_{it} 作为融资融券交易活动的代理变量,当股票 i 在 t 月属于标的范围且其净融资买入及净融券卖出额之和与流通市值之比超过 t 月所有标的股票的中位数时取 1,否则取 0。在加入 Intensetrade 变量后,处理变量 D 前的系数的显著性大幅下降,而 Intensetrade 的系数在 1% 的水平下显著,且与基准回归的处理效应估计值接近,说明价格影响维度流动性改善的主要原因是交易者的融资融券交易(杠杆交易)活动而非融资融券资格。

5.6.2 掺杂卖空机制对股票流动性的影响

由于融券卖出交易同时具备杠杆交易和卖空交易的双重特征,因此本文的结果也可能部分地是由卖空机制所带来的。但长期以来我国融券交易与融资交易相比并不是很活跃,与融资规模相比差距较大。因此本文的估计结果可能掺杂了卖空机制的影响,但总体来看,这种影响程度很低。

进一步地,为减轻卖空机制对本文估计结果的影响,我们将每月净融券卖出量在中位数以上的样本剔除,对基准断点回归模型进行了重新估计,模型的估计结果与剔除前的估计结果十分接近。说明在剔除卖空机制的影响后,本文的结论依然是稳健的⁷。

5.7 稳健性检验

5.7.1 驱动变量不受人为控制的检验

如果断点回归的驱动变量受到人为的完全控制或精确控制,可能会导致局部随机性不再满足,使断点回归失效,此时驱动变量的概率密度在断点处会出现间断 (Lee and Lemieux (2010))。由于计算加权评价指标的时间区间长达数个月,上市公司的高级管理人员或投资者如果想使原本无法纳入标的范围的股票被纳入标的范围,需要在长时间内持续将股票的流通市值和交易金额维持在较高的水平,这无疑要付出较高的成本且难以实现,以高成本换取股票的融资融券资格并不明智,对驱动变量进行精确控制的能力和意愿不足。此外,本文使用了 Cattaneo et al. (2020) 提出的方法对本文的驱动变量进行了检验,检验结果的 P 值为 0.738,不能拒绝原假设,说明驱动变量的概率密度在断点附近是连续的,没有证据表明驱动变量存在被完全控制或精确控制的情况。

⁷受版面所限,“对其他替代性解释的检验”以及“稳健性检验”两部分未汇报实证结果,可联系作者索取。

5.7.2 模型结果对带宽的敏感性

实证结果对带宽选择的敏感性是所有断点回归设计都需要注意的问题。我们使用CCT法最优带宽的50%、150%、200%以及CV法、IK法计算得到的最优带宽重新估计断点回归模型,估计结果未因带宽的改变而发生明显变化。

5.7.3 模型结果对函数形式的敏感性

为检验基准回归的估计结果是否对函数形式敏感,我们分别使用一阶和二阶的局部多项式回归重新估计模型。估计结果未因函数形式改变而发生明显变化。

5.7.4 模型结果对流动性度量指标的敏感性

为确保实证结果不因流动性指标的选取而变化,我们使用Roll_impact作为Amihud的替代指标,使用报价价差Qspread作为有效价差Espread的替代指标重新估计断点回归模型,带宽使用CCT法下的最优带宽。回归结果与基准回归十分相似。

6 研究结论

增强市场流动性是证监会推出融资融券制度的初衷之一,也是我国融资融券制度运行中需要重视的问题。本文首先利用融资融券标的调整这一准实验,使用模糊断点回归研究了投资者杠杆交易与股票流动性之间的关系,从而处理了相关研究中的内生性问题。随后基于日度交易数据对融资融券交易者的交易模式进行了识别,发现投资者的融资融券交易模式存在非线性特征,从而解释了融资融券交易对股票流动性的影响在不同市场环境下存在差异的原因。本文有三点主要发现:1)在流动性的价格影响维度:在股市温和波动时,融资融券交易(杠杆交易)可以降低价格影响,改善股票流动性;但在股市大幅波动时融资融券交易反而会提高价格影响,恶化流动性。2)在股价温和波动时,融资交易者采取反向交易策略,使融资交易者充当了流动性提供者的角色,而在股价大幅上涨或下跌时采取“追涨杀跌”的动量策略,使融资交易者充当了流动性需求者的角色,这是融资融券交易在不同市场环境下会对流动性的价格影响维度产生不同影响的主要原因。3)在流动性的交易成本维度:只有对于逆向选择风险较小的股票来说,融资融券交易才能够降低其交易成本,改善流动性;融资融券交易对逆向选择风险较大的股票的交易成本没有明显影响。

本文的研究表明融资融券交易对股票流动性的影响并非一成不变,而是会在股市不同波动程度下起到相反的效果。因此本文的研究结论可以为监管者在未来融资融券制度改革中提供参考,通过对温和波动期间的改善效果和大幅波动期间的恶化效果进行权衡,从而改善决策。此外,我们发现在股市暴跌期间融资交易者会削减杠杆,导致股市流动性恶化,从而验证了融资流动性与市场流动性领域的相关理论模型,证实了“流动性螺旋”效应在我国同样存在。对于该现象的研究中长时间存在的难以解决的内生性问题,本文最先给出了解决内生性问题后的实证依据。

参 考 文 献

- 陈道轮, 陈强, 徐信喆, 陈欣, (2014). 融资融券和股指期货催生了中国真正的“对冲基金”吗? —— 来自“阳光私募”基金的证据 [J]. 财经研究, (9): 73–85.
- Chen D L, Chen Q, Xu X Z, Chen X, (2014). Do Margin Trading & Short Selling and Index Futures Give Birth to Real Hedge Funds in China? Evidence from Sunshine Private Funds[J]. Journal of Finance and Economics, (9): 73–85.
- 陈海强, 范云菲, (2015). 融资融券交易制度对中国股市波动率的影响: 基于面板数据政策评估方法的分析[J]. 金融研究, (6): 159–172.
- Chen H Q, Fan Y F, (2015). The Impact of the Launch of Margin Trading and Short Selling on Chinese Stock Market Volatility: Evidence from A Panel-Data Policy Evaluation Approach[J]. Journal of Financial Research, (6): 159–172.
- 褚剑, 方军雄, (2016). 中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化 [J]. 经济研究, (5): 143–158.
- Chu J, Fang J X, (2005). Margin-trading, Short-selling and the Deterioration of Crash Risk[J]. Economic Research Journal, (5): 143–158.
- 顾荣宝, 刘海飞, 李心丹, 李龙, (2015). 股票市场的羊群行为与波动: 关联及其演化 —— 来自深圳股票市场的证据 [J]. 管理科学学报, (11): 82–94.
- Gu R B, Liu H F, Li X D, Li L, (2015). Herding Behavior and Volatility of Stock Market: Correlation and Dynamics — Evidence from the Shenzhen Stock Market[J]. Journal of Management Sciences in China, (11): 82–94.
- 康文津, 顾明, (2021). 杠杆投资者融资交易行为模式研究 —— 来自 A 股市场的经验证据 [J]. 金融研究, (7): 154–171.
- Kang W J, Gu M, (2021). The Trading Behavior of Margin-Leveraged Investors: Evidence from Chinese Stock Markets[J]. Journal of Financial Research, (7): 154–171.
- 李科, 徐龙炳, 朱伟骅, (2014). 卖空限制与股票错误定价 —— 融资融券制度的证据 [J]. 经济研究, (10): 165–178.
- Li K, Xu L B, Zhu W H, (2014). Short-sale Constrains and Stock Mispricing: The Evidences from the Margin Transactions Institution[J]. Economic Research Journal, (10): 165–178.
- 李学峰, 迟宁, 张亚涛, (2021). 突出性思考、风险偏好漂移与追涨杀跌 —— 理论分析和来自中国的证据 [J]. 南开经济研究, (3): 66–85.
- Li X F, Chi N, Zhang Y T, (2021). Salient Thinking, Risk Preference Drift, Buying Winners and Selling Losers: Theoretic Analysis and Evidence from China[J]. Nankai Economic Studies, (3): 66–85.
- 李志生, 陈晨, 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 [J]. 经济研究, (4): 165–177.
- Li Z S, Chen C, Lin B X, (2015). Does Short Selling Improve Price Efficiency in the Chinese Stock Market? Evidence from Natural Experiments[J]. Economic Research Journal, (4): 165–177.
- 孟庆斌, 黄清华, (2018). 卖空机制是否降低了股价高估? —— 基于投资者异质信念的视角 [J]. 管理科学学报, (4): 43–66.
- Meng Q B, Huang Q H, (2018). Does Short Selling Decrease Stock Overvaluation: A perspective of Heterogeneous Beliefs[J]. Journal of Management Sciences in China, (4): 43–66.
- 钱浩祺, 龚嫣然, 吴力波, (2021). 更精确的因果效应识别: 基于机器学习的视角 [J]. 计量经济学报, 1(4): 867–891.
- Qian H Q, Gong Y R, Wu L B, (2021). More Accurate Causal Inference: A Perspective of Machine

- Learning[J]. *China Journal of Econometrics*, 1(4): 867–891.
- 苏冬蔚, 彭松林, (2019). 卖空者与内幕交易 —— 来自中国证券市场的证据 [J]. *金融研究*, (9): 188–206.
- Su D W, Peng S L, (2019). Short Sellers and Insider Trading: Evidence from the Chinese Securities Market[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 188–207.
- 田存志, 王聪, 吴甦, (2015). 中国证券市场报价制度的运行绩效 —— 基于隐性交易成本和信息非对称程度的分析视角 [J]. *金融研究*, (5): 148–161.
- Tian C Z, Wang C, Wu S, (2015). The Quote System's Operational Performance in China's Stock Market: A Perspective Based on Implicit Transaction Cost and Asymmetric Information[J]. *Economic Research Journal*, (5): 148–161.
- 王朝阳, 王振霞, (2017). 涨跌停、融资融券与股价波动率 —— 基于 AH 股的比较研究 [J]. *经济研究*, (4): 151–165.
- Wang C Y, Wang Z X, (2017). Price Limit, Margin Trading, and Stock Price Volatility: A Comparative Study between A-shares and H-shares[J]. *Economic Research Journal*, (4): 151–165.
- 吴俣立, 常峰源, (2021). ETF、股票流动性与流动性同步性 [J]. *经济学 (季刊)*, (2): 645–670.
- Wu W L, Chang F Y, (2021). ETF, Stock Liquidity and Commonality in Stock Liquidity[J]. *China Economic Quarterly*, (2): 645–670.
- 吴晓求, (2016). 股市危机: 结构缺陷与规制改革 [J]. *财贸经济*, (1): 22–32.
- Wu X Q, (2016). Stock Market Crisis: Structural Defects and Regulatory Reform[J]. *Finance and Trade Economics*, (1): 22–32.
- 谢黎旭, 张信东, 张燕, 王东, (2018). 融资融券扩容和流动性 [J]. *管理科学*, (6): 46–57.
- Xie L X, Zhang X D, Zhang Y, Wang D, (2018). Expansion of Margin Trading and Short-selling and Liquidity[J]. *Journal of Management Science*, (6): 46–57.
- 姚磊, 姚王信, (2016). 融资融券渐进式扩容的政策效应研究 —— 基于多期 DID 模型与 Hausman 的检验[J]. *国际金融研究*, (5): 85–96.
- Yao L, Yao W X, (2016). Research on Effect of Gradual Margin Trading Expansion Policies: Based on Multi-DID Model, Hausman and other Testing Models[J]. *Studies of International Finance*, (5): 85–96.
- 俞红海, 陈百助, 蒋振凯, 钱仪淦, (2018). 融资融券交易行为及其收益可预测性研究 [J]. *管理科学学报*, (1): 72–87.
- Yu H H, Chen B Z, Jiang Z K, Qian Y C, (2018). Margin Trading and Stock Return Predictability[J]. *Journal of Management Sciences in China*, (1): 72–87.
- 张俊瑞, 白雪莲, 孟祥展, (2016). 启动融资融券助长内幕交易行为了吗? —— 来自我国上市公司的经验证据 [J]. *金融研究*, (6): 176–192.
- Zhang J R, Bai X L, Meng X Z, (2016). Does Margin Trading and Short Selling Promote Insider Trading? Evidence from Listed Companies in China[J]. *Journal of Financial Research*, (6): 176–192.
- 张峥, 李怡宗, 张玉龙, 刘翔, (2014). 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 [J]. *经济学 (季刊)*, (1): 233–262.
- Zhang Z, Li Y Z, Zhang Y L, Liu X, (2014). A Test on Indirect Liquidity Measures in China Stock Market: An Empirical Analysis of the Direct and Indirect Measures of Bid-Ask Spread[J]. *China Economic Quarterly*, (1): 233–262.
- 郑挺国, 葛厚逸, (2021). 中国股市羊群效应的区制转移时变性研究 [J]. *金融研究*, (3): 170–187.
- Zheng T G, Ge H Y, (2021). A Study of the Time-Varying Characteristics of Herding Effects in China's Stock Market Based on a Regime-switching Model[J]. *Journal of Financial Research*, (3): 170–187.

- 周颖刚, 纪洋, 倪晓然, 谢沛霖, (2022). 金融学的发展趋势和挑战与中国金融学的机遇 [J]. 计量经济学报, 2(3): 465–489.
- Zhou Y G, Ji Y, Ni X R, Xie P L, (2022). Development Trend & Challenges of Finance Research and Opportunities of China's Finance[J]. China Journal of Econometrics, 2(3): 465–489.
- Allen J, Usher A, (2020). Investment Dealer Collateral and Leverage Procyclicality[J]. Empirical Economics, 58(2): 489–505.
- Amihud Y, Mendelson H, (1986). Asset Pricing and the Bid-ask Spread[J]. Journal of Financial Economics, 17(2): 223–249.
- Amihud Y, (2002). Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects[J]. Journal of Financial Markets, 5(1): 31–56.
- Aragon G O, Strahan P E, (2012). Hedge Funds as Liquidity Providers: Evidence from the Lehman Bankruptcy[J]. Journal of Financial Economics, 103(3): 570–587.
- Brockman P, Chung D Y, (1999). Bid-ask Spread Components in an Order-driven Environment[J]. Journal of Financial Research, 22(2): 227–246.
- Brunnermeier M K, Pedersen L H, (2009). Market Liquidity and Funding Liquidity[J]. Review of Financial Studies, 22(6): 2201–2238.
- Calonico S, Cattaneo M D, Titiunik R, (2014). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-discontinuity Designs[J]. Econometrica, 82(6): 2295–2326.
- Cattaneo M D, Michael J, Ma X W, (2020). Simple Local Polynomial Density Estimators[J]. Journal of the American Statistical Association, 115(531): 1449–1455.
- Chang E C, Luo Y, Ren J J, (2014). Short-selling, Margin-trading, and Price Efficiency: Evidence from the Chinese Market[J]. Journal of Banking & Finance, (48): 411–424.
- Chan K C, (1988). On the Contrarian Investment Strategy[J]. The Journal of Business, 61(2) : 147–163.
- Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A, (2002). Order Imbalance, Liquidity, and Market Returns[J]. Journal of Financial Economics, 65(1): 111–130.
- Diether K B, Lee K H, Werner I M, (2009). Short-Sale Strategies and Return Predictability[J]. Review of Financial Studies, 22(2): 575–607.
- DeBondt W, Thaler R, (1985). Does the Stock Market Overact?[J]. Journal of Finance, 40(3): 793.
- Easley D, Kiefer N M, O'Hara M, Paperman J B, (1996). Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks[J]. The Journal of Finance, 51(4): 1405–1436.
- Fung W, Hsieh D A, (1997). Empirical Characteristics of Dynamic Trading Strategies: The Case of Hedge Funds[J]. Review of Financial Studies, 10(2): 275–302.
- Gârleanu N, Pedersen L H, (2007). Liquidity and Risk Management[J]. American Economic Review, 97(2): 193–197.
- Goyenko R Y, Holden C W, Trzcinka C A, (2009). Do Liquidity Measures Measure Liquidity[J]. Journal of Financial Economics, 92(2): 153–181.
- Henry O T, McKenzie M, (2006). The Impact of Short Selling on the Price-volume Relationship: Evidence from Hong Kong[J]. The Journal of Business, 79(2): 671–691.
- Huang R D, Stoll H R, (1997). The Components of the Bid-ask Spread: A General Approach[J]. Review of Financial Studies, 10(4): 995–1034.
- Kahraman B, Tookes H E, (2017). Trader Leverage Liquidity[J]. The Journal of Finance, 72(4): 1567–1610.

- Kaniel R, Saar G, Titman S, (2008). Individual Investor Trading and Stock Returns[J]. *The Journal of Finance*, 63(1): 273–310.
- Kyle A S, (1985). Continuous Auctions and Insider Trading[J]. *Econometrica*, 53(11): 1315–1335.
- Lee D S, Lemieux T, (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281–355.
- Wan X, (2020). The Impact of Short-selling and Margin-buying on Liquidity: Evidence from the Chinese Stock Market[J]. *Journal of Empirical Finance*, 55: 104–118.
- Wang X, Wu Y, Yan H, Zhong Z, (2021). Funding Liquidity Shocks in a Quasi-experiment: Evidence from the CDS Big Bang[J]. *Journal of Financial Economics*, 139(2): 545–560.
- Ye Q, Zhou S J, Zhang J, (2020). Short-selling, Margin-trading, and Stock Liquidity: Evidence from the Chinese Stock Markets[J]. *International Review of Financial Analysis*, (71): 101549.