

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2021.01.001

融资融券与机构投资者交易占比^①

钟宁桦¹, 唐逸舟², 王姝晶^{1*}, 马惠娴¹

(1. 同济大学经济与管理学院, 上海 200092; 2. 上海证券交易所, 上海 200120)

摘要: 我国股市中机构投资者的交易占比远低于世界其他主要证券市场。本文通过分析 2009 年~2015 年期间沪、深两市个股的高频交易数据, 考察了融资融券交易机制对机构投资者交易参与度的影响。结果显示, 标的股票在加入融资融券交易后, 其机构投资者的交易占比显著上升。进一步的分析发现, 融资融券交易能有效缓解企业的信息不对称并加强外部治理; 而由于机构投资者比散户更为关注这两个方面, 因而融资融券的实施有助于提高标的股的机构交易占比。随后区分了融资交易和融券交易并发现, 融券卖空交易是更为主要的影响因素。最后, 本文还发现机构交易占比的上升对降低股价协同性和崩盘风险有积极作用。

关键词: 机构投资者; 融资融券; 信息不对称; 外部治理

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)01-0001-18

0 引言

机构投资者的占比是证券市场成熟程度的重要反映。大量的文献研究指出, 机构投资者占比关系到证券市场定价乃至整个金融市场资源配置的效率^[1-4]。证监会早在 2000 年就提出“要超常规、创造性地培育和发展我国证券市场中的机构投资者”^②。然而, 截至 2017 年, 我国证券市场中机构类投资者的交易额占比不足 20%, 与发达国家市场相比仍存在显著的差距^③。机构交易占比低而散户交易占比高, 可能是我国股票市场价格同步性较高, 即较容易出现个股同涨同跌现象的原因之一。在上述背景下, 分析哪些因素能够改善我国证券市场的投资者结构, 对提升市场的稳定性和有效性有重要的意义。

已有文献对决定机构投资者占比的因素进行了大量研究。一般认为, 机构投资者需承担受托责任, 为了避免投资受到损失或者利益被侵占, 其在投资后通常会对企业进行持续监督, 甚至直接参与企业的相关决策, 以此来提高所投资企业的价值。因此, 机构投资者有较强烈的动机关注企业的质量、安全性、信息披露、内部治理或外部环境等。相关的, 学者们研究发现, 完善的信息披露^[6]、较好的公司治理^[7]、严格的法制环境、股东保护制度、会计标准^[8,9]等, 都有助于提高机构投资者的占比。然而, 目前还鲜有研究从市场交易制度的角度进行探讨。

交易制度的不完备会限制投资者充分参与市场交易, 从而成为可能制约机构投资者参与度提升的重要原因之一。近年来, 我国证券市场在交

① 收稿日期: 2018-08-01; 修订日期: 2020-05-19。

基金项目: 国家社科基金资助重大项目(19ZDA073); 国家自然科学基金资助项目(71973101; 71902140); 教育部霍英东教育基金会第十六届高等院校青年教师基金项目(161081); 上海市“超级博士后”激励计划(2019198); 中国博士后科学基金(2020M671188); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(22120200170; 22120190123)。

通讯作者: 王姝晶(1982-), 女, 上海人, 博士, 副教授。Email: shujingwang@connect.ust.hk

② 详见报道: <http://www.people.com.cn/GB/paper39/5254/550591.html>。

③ 根据《上海证券交易所统计年鉴 2018》中提供的数据: 2017 年上海证券交易所中, 个人投资者的持股市值占比为 21.17%, 交易额占比却高达 86.91%。而在美国市场上, 2001 年机构投资者持有股票的比例已经达到 61%^[1]。而根据 Boehmer 等^[5]的估计, 美国股票市场在 2010 年~2015 年期间个人投资者的交易量占比仅为 6.91%。

易制度方面进行了多项重大的改革,其中就包括2010年起正式实施的融资融券交易制度.这一改革完备了投资者的交易方式,放松了投资者进行杠杆交易和卖空交易的约束.到2015年底,融资融券标的股经历了四次主要的扩容,A股市场中共有近三分之一的股票被纳入了融资融券交易.本文先简单考察了2010年~2015年期间融资融券标的股票占整个市场数量(市值)的比例与其占公募基金持股数量(市值)的比例^④,两者的关系分别如图1和图2所示.从中可以发现,随着市场中标的股数量(市值)的增加,其在基金持仓中的数量(市值)也显著增加,并且回归的系数都大于1,说明相比于其他类型的投资者,机构投资者可能更偏好于能进行融资融券交易的股票.那么,这一现象背后的原因是什么呢?

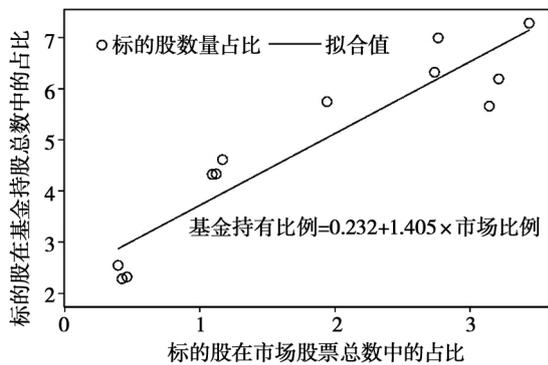


图1 基金持有标的股数量的变化

Fig. 1 Changes in the number of underlying stocks held by mutual funds

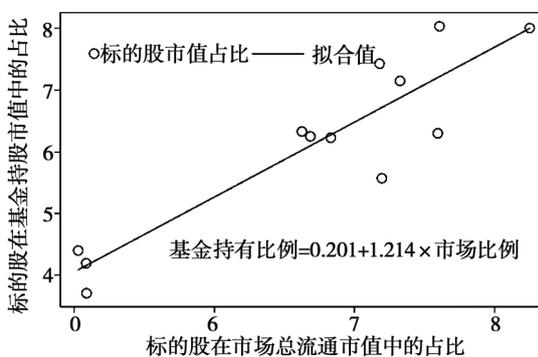


图2 基金持有标的股市值的变化

Fig. 2 Changes in the capitalization of underlying stocks held by mutual funds

现有文献从多个角度研究了融资融券交易实施的经济后果,发现融资融券会影响资产的定价

和流动性^[10-12]、改善信息传递的效率^[13,14]、约束经理人和股东的行为^[15-17]、降低银行机构的信息不对称^[18]、影响企业的创新^[19]等,但是鲜有研究考察融资融券对机构投资者交易参与度的影响.本文认为,融资融券交易可能通过信息不对称和公司治理这两个渠道影响机构投资者的交易参与度.一方面,融资融券交易能从源头改善企业信息披露的准确性^[20]、降低分析师的乐观偏差^[21].并且融券交易本身具有信号传递的作用,会使得企业的负面信息更容易被发现^[22],从而可以改善投资者与企业之间的信息不对称.融资融券交易的上述效应有助于机构投资者准确评估企业的真实价值.另一方面,卖空者通过挖掘公司潜在的不当行为,提高了经理人不当行为被揭露的概率和速度.在融券卖空交易的威慑下,企业的管理层和股东会倾向减少盈余管理和侵占等私利行为,从而降低机构投资者的监督和代理成本.而相比机构投资者,散户投资者通常会更关注能吸引其注意力的股票^[23],比如价格较低、波动率较高和“彩票型”的股票^[24,25],却较少关注企业的信息环境和公司治理.由此,本文推断,融资融券交易的实施可能会更多地吸引机构投资者,最终改善交易中的投资者结构.

本文利用我国股票市场上融资融券交易的实施及扩容这一相对外生的冲击,实证检验上述假说.具体而言,通过分析2009年9月~2015年12月期间A股市场上所有股票的日内交易数据,发现:在融资融券实施后,相对于非标的股,机构投资者的交易占比(即参与度)在标的股上有显著提升.进一步,本文试图分析融资融券影响机构投资者交易占比的渠道.首先,发现融资融券对机构投资者交易占比的影响存在截面上的差异,即在事前信息不对称程度更大(如逆向选择成本较大、规模较小、非四大事务所审计)以及公司治理更差(如盈余管理较严重、董事长和总经理两职合一、非交叉上市)的企业上的影响更为显著.其次,本文使用融资融券的状态作为信息不对称和公司治理的工具变量进行两阶段最小二乘回归.

④ 该数据来自2010年~2015年期间基金的半年报和年报.

第一阶段的结果显示,融资融券实施后标的股票的逆向选择成本、买卖价差、信息交易概率以及企业的盈余管理程度都显著下降,即标的企业的信息不对称程度和公司治理水平都得到了改善。第二阶段的结果进一步发现,信息不对称和公司治理的改善有助于提高相应标的股票上机构交易的占比。上述结果说明,融资融券交易很可能通过缓解企业的信息不对称程度和改善公司治理来影响机构投资者的交易参与度。在稳健性分析中,本文不仅使用机构交易占比的数据,还考察了公募基金的持仓数据,结果都显示,机构提高了对融资融券标的股的净买入和持有的比例。

随后,本文区分了融资交易和融券交易并发现,标的股融券交易的余额与机构投资者交易的占比间呈显著正相关关系,而融资交易的余额则不显著。说明融资融券交易对机构投资者的影响可能主要是由融券卖空交易、而非融资杠杆交易所造成的。这可能是因为我国股市上长期缺乏做空机制,融券卖空机制的存在能够使消极的投资者意见快速地反映到股价中,从而降低企业信息不对称程度,并且融券交易作为一种显著的外部威胁会迫使企业提升治理水平。然而,由于我国股市上已存在如分级基金、场外配资等替代性机制,融资所提供的杠杆交易机制的额外作用相对有限。最后,本文简单考察了机构投资者占比的变化所带来的影响,并发现该比例的提高能够显著降低股价的协同性和崩盘风险,说明其在改善信息效率方面确实存在积极的作用。

本文有如下几点贡献:第一,已有大量文献从资产定价、流动性、信息效率以及公司治理等角度研究了融资融券交易的经济后果。但是,目前尚欠缺研究直接考察融资融券交易对机构投资者交易占比的影响。考虑到我国证券市场交易的散户化特征仍然较为显著,分析哪些因素能够提升机构投资者的参与度,对改善微观市场结构而言是非常重要的。本文的研究发现,融资融券的实施对机构投资者的交易占比有着统计上显著的影响,从而填补了这一空缺。第二,目前国外文献对机构投资者的偏好进行了较多的研究,但是国内相关的研究还比较有限。本文提供的证据说明,融资融券交易制度会通过改善信息不对称和公司

治理,进而吸引机构投资者参与交易。这一影响机制强调了机构投资者对于信息透明度和较优的公司治理的偏好,与国外相关研究的结论一致,同时丰富了国内研究机构投资者偏好的文献。第三,现有文献对融资融券的作用机制进行了讨论,发现改善信息不对称或发挥外部治理作用是重要的机制。本文使用两阶段最小二乘的方法,首先考察了融资融券交易对信息不对称程度和公司治理水平的影响,然后将这些影响进一步与机构交易的占比相联,从而更加直接地验证了融资融券交易的作用机制。

1 研究假设与研究设计

1.1 研究假设

已有文献发现,融资融券交易会改善企业的信息不对称程度和公司治理。根据 Bushee 和 Noe^[6]的分类,机构投资者可以分为“类指数型”、“短暂型”和“专注型”。本文认为,这三类机构投资者分别对信息不对称和公司治理存在不同偏好,而融资融券都可能增加其交易的占比。

对于“类指数型”机构,其管理风格较为被动,投资组合比较分散。由于搜集投资组合中所有企业的私有信息的成本很高,他们会更多地依赖企业自行披露的公开信息,进而会特别关注企业的信息环境^[2]。融资融券交易能够促进企业改善信息披露、降低信息不对称,这有助于降低“类指数型”机构投资者对企业进行监督的成本^[6],从而会吸引这一类机构投资者进行交易。

对于“短暂型”机构,其交易行为比较频繁、管理风格较为主动,交易成本是他们重点关注的因素之一。信息不对称的下降会导致流动性和交易量的上升^[26],从而有助于降低“短暂型”机构的交易成本。同时, Kim 和 Verrecchia^[27]的研究指出,专业投资者的盈利能力来源于他们能更好地解释公共信号的影响。而对于“短暂型”机构投资者,由于他们对信息披露非常敏感,企业信息披露的改善可以增加其交易和盈利的机会^[6]。因此,融资融券交易会有助于降低“短暂型”机构投资者的逆向选择成本、信息搜寻成本和流动性成本,并会为此类机构投资者提供更多的交易机会,从

而促进其参与度的提高。

对于“专注型”机构,他们会较长期地持股,并对某些企业进行持续监督、甚至参与企业的相关决策过程,通过提高公司的价值来获利。而融资融券交易能够发挥外部治理的作用,缓解企业内部治理的不足,并进一步缓解股东与经理人之间的代理问题、降低投资者利益被侵占的可能性,这有助于降低机构投资者的监督成本,满足其承担的受托责任^[7],从而提高这一类机构投资者的参与度。

然而,与机构投资者不同,散户投资者缺乏比较专业的知识和分析能力,会偏好那些能够吸引其注意力的股票^[23]。翟伟丽等^[24]研究了我国个人投资者的交易行为并发现,个人投资者对低价股、小盘股等风险较大股票的偏好更强。廖理等^[25]研究发现,由于个人投资者倾向给与低概率、高收益事件过高的期望权重,从而会偏好交易“彩票型”的股票。由于个人投资者存在上述风险偏好,其对企业信息不对称和公司治理的关注程度可能远不如机构投资者。由此,本文提出第一个研究假设:

假设1 融资融券启动后,相对于非标的股,在标的股的投资者中,机构投资者交易的占比会增加地更显著。

此外,我国融资融券标的每一次扩容,都是融资杠杆交易与融券卖空交易同步实施,因此需要区分融资的作用与融券的作用。本文使用融资和融券交易的余额占该股票流通市值的比例来反映它们的活跃程度。在我国股市上,融券交易提供的做空机制是非常稀缺的,因此活跃的融券交易可能会显著提高经理人不当行为被揭露的概率和速度,从而增强外部治理,并显著提升机构投资者的参与度。相比之下,由于融资交易提供的杠杆机制在市场上有很多替代的机制,比如质押融资、分级基金、场外配资等,因此融资的活跃交易可能不会为股价引入很多的新信息,导致融资交易与机构交易的相关性较弱。由此,提出如下假设:

假设2 与融资交易相比,融券交易是影响机构投资者参与度的更为重要的因素。

1.2 研究设计

我国股票市场中融资融券交易的正式启动时

间为2010年3月,并且分别在2011年12月、2013年1月、2013年9月以及2014年9月进行了四次主要的标的股扩容。到2015年末,总共有891只标的股被纳入了融资融券交易。由于融资融券的实施采用的是逐步扩容的方式,并且有的标的被多次调入调出,因而提供了一个理想的多期准自然实验环境。为了检验融资融券交易对标的股的机构投资者占比的影响,本文参考李志生等^[20]的方法,进行如下回归

$$InsPer_{i,t} = \beta \cdot List_{i,t} + \theta \cdot X_{i,t} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中 $InsPer_{i,t}$ 为 i 股票在 t 期内机构投资者的交易占比; $List_{i,t}$ 为股票的融资融券状态,如果股票 i 在 t 期能够进行融资融券交易则取值为1,否则为0; $X_{i,t}$ 为一系列控制变量; μ_i 和 τ_t 分别为股票(企业)和月度的固定效应,从而该回归能够形成一个多期的双重差分(Difference-in-Difference)。在这样的设定下,实验组为当月能够进行融资融券交易的股票,而对照组是当月不能进行融资融券交易的股票,这里面既包含了从未加入过融资融券的股票,也包括那些未来会成为融资融券标的、但当前还未加入的股票(即较晚加入融资融券的股票),此外还包括了曾经被纳入融资融券、但当前被剔除的股票。系数 β 是本文最关注的系数,它反映标的股票在加入融资融券交易后,其机构投资者的交易占比相对于非标的股票的变化,即融资融券交易带来的净效应。为了减轻异方差以及时间序列上可能存在的自相关问题,将回归系数的标准误在企业层面做了聚类(Cluster)。

对于本文关注的核心被解释变量,即机构投资者的占比 $InsPer_{i,t}$,使用一定时期内机构投资者的交易量占有所有投资者交易量的比重来度量。具体定义如下

$$InsPer_{i,t} = \frac{Buy_{i,t}^{Ins} + Sell_{i,t}^{Ins}}{(Buy_{i,t}^{All} + Sell_{i,t}^{All})} \tag{2}$$

其中 $Buy_{i,t}^{Ins}$ ($Sell_{i,t}^{Ins}$) 是机构投资者在第 t 期对股票 i 的买入(卖出)交易的成交金额, $Buy_{i,t}^{All}$ ($Sell_{i,t}^{All}$) 是所有投资者的买入(卖出)交易的成交金额。

借鉴 Ng 和 Wu^[28] 以及徐浩峰和侯宇^[29] 的方法,本文利用资金规模的大小来区分不同类型的投资者。具体而言,分析每只股票日内的高频交

易数据 将单笔成交金额在 100 万元以上的交易视为机构投资者的交易. 本文认为, 这一度量可能会低估但不太可能高估机构投资者的实际占比. 这是因为机构投资者可以将大笔交易进行拆分, 然而个人投资者却无法进行超出其资产规模的交易. Wind 提供的数据显示, 2016 年末, 在我国股票市场上的所有自然人账户中, 97% 以上持有的市值低于 100 万元, 即绝大部分的散户是不可能进行 100 万元以上的单笔交易的. 进一步, 各年的《上海证券交易所统计年鉴》中提供了机构投资者的实际交易额占当年总交易额的比例, 该比例在 2009 年 ~ 2015 年间的平均值为 15.92%. 而根据本文使用的数据, 在上述相同的样本期内, 上海证券市场中单笔 100 万元以上的交易总额占总成交额的比例的平均值为 15.82%. 这两个数字非常接近. 此外, 把每月所有股票的 100 万元以上的成交金额加总, 并除以总的成交金额, 从而绘制了整个市场的机构交易占比在 2010 年 ~ 2015 年期间的变化(如图 3 左轴). 同时在图中加入了机构新开账户的数据^⑤(右轴). 从图 3 中可以发现, 两组数据的变化是比较一致的. 以上这几组比较都说明, 本文使用的度量指标能够较准确地测度机构交易的实际占比.

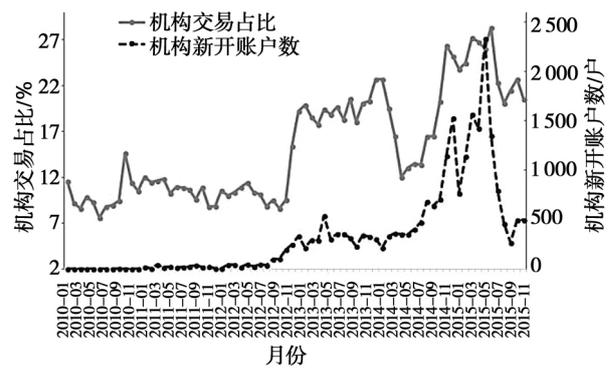


图 3 机构交易占比与机构新开账户数

Fig. 3 The proportion of institutional trading and the number of new institutional accounts

对于控制变量, 本文参考 Ferreira 和 Matos^[30] 以及 Chung 和 Zhang^[7] 的研究选择了两个方面的变量. 首先在公司方面, 由于机构投资者可能对企业规模、企业盈利能力和估值存在偏好, 因此本文控制了企业规模 (Size)、净资产收益率 (ROE)、杠杆率 (Lev) 和账面市值比 (BM). 并且, 我国的上市企业中很多是国有企业, 而投资者可能对企业的所有制存在偏好, 因此本文进一步控制了企业的所有制 (SOE). 其次, 在交易方面, 机构投资者倾向于投资流动性较好、风险较低的企业, 因此本文控制了非流动性 (Illiquidity)、市场风险系数 (Beta)、收益率 (Ret) 和收益率波动 (Vol). 主要变量的具体定义和说明如表 1.

表 1 主要变量说明

Table 1 Variables definitions

变量	变量含义	变量定义(单位)
InsPer	机构交易占比	月度总交易额中机构投资者的交易额所占比例 (%)
Size	企业规模	总资产的对数(百万元)
List	融资融券状态	当该股票能够进行融资融券交易时为 1, 其他为 0
ROE	净资产收益率	净利润/股东权益 (%)
Lev	杠杆率	总负债/总资产 (%)
BM	账面市值比	每股净资产的账面价值/每股市价 (%)
SOE	企业所有制	当企业所有制为国有时为 1, 其他为 0
Illiquidity	非流动指标	参考 Amihud ^[31] 计算日回报率的绝对值/日交易总额, 并按月取平均值
Beta	市场风险	过去 12 个月的日回报对上证综指回归得到的系数
Vol	波动率	过去 12 个月日回报的年化标准差 (%)
Ret	股票收益率	过去 12 个月的股票累计收益率 (%)

⑤ 数据来源 Wind, 机构新开账户数据包括: 券商集合理财、基金专户、QFII、RQFII、社保基金和信托.

1.3 数据说明

本文中所有关于融资融券的数据都来源于 Wind 数据库. 本文从 iFinD 数据库中获得了每一只股票每日按单笔的规模和交易方向进行区分的总成交额数据. 具体而言, 该数据按单笔交易的规模区分了四类投资者: 单笔大于 100 万元、30 万元~100 万元之间、5 万元~30 万元之间和小于 5 万元. 该数据还提供了每只股票每一天这四类投资者买入交易和卖出交易的总额. 由于在该数据中, 深圳交易所的交易数据最早只到 2009 年 9 月, 因此本文研究的样本区间为 2009 年 9 月~2015 年 12 月. 此外, 股票日内分笔的交易数据来自 RESSET 数据库. 其他与财务报表信息相关的数据均来自于 CSMAR 数据库. 为了避免前视

(Forward-Looking) 偏误, 与财报相关的数据都滞后三个月以上. 即在对当期的回归中, 只使用上两个季度末的财报信息. 在剔除了变量缺失的数据后, 最终的样本中共包含 2 620 家企业的 156 803 个股票-月度层面的观测值. 为了避免极端值的影响, 本文对所有连续变量做了上、下 1% 水平的缩尾处理 (Winsorize).

主要变量的描述性统计如表 2 中所示. 机构交易占比 *InsPer* 的均值为 10% 左右, 最小值为 0%, 最大值为 43.4%. 这意味着对于某些股票, 一个月内没有发生一笔超过 100 万元以上的单笔交易; 而对于另外一些股票, 一个月内超过 100 万元以上的交易额占比超过了四成. *List* 的均值为 0.188, 意味着样本中有 18.8% 的观测值能够进行融资融券交易.

表 2 主要变量的描述性统计

Table 2 Summary statistics

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>InsPer</i>	156 803	9.994	9.919	0.000	6.486	43.408
<i>List</i>	156 803	0.188	0.391	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	156 803	8.091	1.398	5.284	7.884	13.134
<i>ROE</i>	156 803	4.353	7.500	-30.594	3.519	30.126
<i>Lev</i>	156 803	45.371	23.351	3.549	45.390	103.505
<i>BM</i>	156 803	39.697	26.057	-0.291	33.844	137.517
<i>SOE</i>	156 803	0.458	0.498	0.000	0.000	1.000
<i>Illiquidity</i>	156 803	6.320	8.415	0.184	3.611	60.598
<i>Beta</i>	156 803	1.109	0.298	0.204	1.118	1.915
<i>Vol</i>	156 803	46.251	15.682	22.915	43.432	178.075
<i>Ret</i>	156 803	30.130	65.922	-50.802	12.446	308.902

2 实证结果与分析

2.1 融资融券与机构投资者交易占比

在这一节中首先检验融资融券对机构投资者交易占比的影响, 回归的结果如表 3 所示. 在第 (1) 列中只加入了融资融券状态 *List*, 同时控制企业和月份的固定效应; 在第 (2) 列中, 加入了公司和交易方面的控制变量. 表 3 中的结果显示, 融资融券状态 *List* 的系数都显著为正, 说明融资融券启动后, 相对于非标的股, 标的股的机构投资者的交易占比显著增加, 平均提高了 1.1% 左右, 增

幅约为均值水平的 10%. 这一结果支持了假设 1. 控制变量方面, 企业规模 *Size* 的系数显著为正, 说明机构投资者倾向投资于规模较大的企业. 净资产收益率 *ROE* 的系数为正, 说明企业利润越高, 其股票的机构交易比例越高. 企业的杠杆率 *Lev* 与机构交易占比呈正相关, 这可能是由于高负债率集中于我国少数的大型、国有的上市企业^[32], 从而杠杆率可能更多反映了企业的规模和所有制的影响. 账面市值比 *BM* 的系数显著为负, 说明机构投资者更加偏好成长性好的企业, 这与 Ferreira 和 Matos^[30] 的研究结果是一致的. 进一步, 非流动性指标的系数显著为负, 说明机构投资者

可能更偏好于流动性较好的企业。此外,本文还发现在市场风险越小、波动率越小、过去 12 个月的回报率越高的企业股票上,机构参与交易的比例也越高。这些发现与 Badrinath 等^[33]对于美国机构投资者的发现是类似的,说明我国机构投资者的行为总体上符合谨慎投资的原则。

表 3 融资融券与机构投资者的交易占比

Table 3 Margin trading and the proportion of institutional trading

变量	(1) <i>InsPer</i>	(2) <i>InsPer</i>
<i>List</i>	0.870 *** (3.39)	1.142 *** (4.88)
<i>Size</i>		2.105 *** (9.41)
<i>ROE</i>		0.007 (1.16)
<i>Lev</i>		0.031 *** (5.15)
<i>BM</i>		-0.045 *** (-9.97)
<i>SOE</i>		0.547 (1.24)
<i>Illiquidity</i>		-0.016 *** (-3.04)
<i>Beta</i>		-0.829 *** (-3.37)
<i>Vol</i>		-0.053 *** (-15.20)
<i>Ret</i>		0.033 *** (33.41)
Firm-Effects	Yes	Yes
Month-Effects	Yes	Yes
Adj. R^2	0.586	0.616
Observations	156 803	156 803

注: ***、**与*分别表示系数在 1%、5%与 10%的水平上显著。括号内为系数在企业层面进行了 Cluster 调整的 t 统计量。以下各表同。

2.2 影响机制

2.2.1 融资融券对企业的异质性影响

在这一节将讨论融资融券的实施对机构投资者交易占比的影响机制。首先根据事前特征(即滞后一期的信息不对称程度和治理水平)将所有企业分组,并考察融资融券在不同组间影响的差异。

具体而言:1)参考 Levi 和 Zhang^[34]计算交易的逆向选择成本,公式如下

$$PI_{it} = 100 \times D_{it} \times (V_{it+30} - V_{it}) / V_{it} \quad (3)$$

其中如果交易 i 为买单则 D_{it} 为 1,卖单则为 -1, V_{it} 为当前交易的买卖价差的中间值, V_{it+30} 为交易 i 在 30 min 后第一笔交易的买卖价差的中间值;对于收盘前 30 min 内的交易, V_{it+30} 统一使用收盘时的买卖价差的中间值。按式(3)本文使用日内分笔交易数据,计算出每一笔交易的逆向选择成本。进而,月度的逆向选择成本 PI 为当月所有交易逆向选择成本的平均值。该指标的数值越大,说明该股票在交易中的信息不对称的程度越大。

2)参考 Baik 等^[35],本文使用企业规模作为企业信息不对称的代理变量。进一步根据每个月度(季度)的逆向选择成本以及企业规模的中位数将企业分为高、低两组,从而得到信息不对称程度较高的两个分组哑变量: PI_High 和 $Size_Low$ 。3)参考 Gul 等^[36]的研究,使用是否由四大国际会计师事务所审计作为信息不对称的代理变量。若企业最近一期财务报表是由非四大国际事务所审计的,其信息不对称程度较大,变量 $NoBig4$ 取值为 1,否则为 0。

将上述信息不对称的分组变量及其与融资融券状态的交互项加入回归,得到的结果如表 4 所示。表 4 的结果显示, PI_High 、 $Size_Low$ 和 $NoBig4$ 与融资融券状态 $List$ 的交互项的系数都显著为正。即在融资融券实施后,机构交易的占比在前期逆向选择成本越大、规模越小、非国际四大事务所审计的企业中上升得更多。这些结果说明,信息不对称可能是融资融券对机构投资者参与度的影响渠道之一。控制变量的结果没有明显的变化,因此不再赘述。

表4 融资融券、信息不对称与机构交易占比

Table 4 Margin trading, information asymmetry and the proportion of institutional trading

	(1)	(2)	(3)
变量	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>
<i>List</i>	0.458*	0.517**	-0.260
	(1.95)	(2.05)	(-0.48)
<i>PI_High</i>	-0.519***		
	(-10.67)		
<i>List × PI_High</i>	1.921***		
	(12.59)		
<i>Size_Low</i>		-1.665***	
		(-5.95)	
<i>List × Size_Low</i>		3.214***	
		(6.55)	
<i>NoBig4</i>			0.822
			(1.31)
<i>List × NoBig4</i>			1.572***
			(2.70)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
Firm-Effects	Yes	Yes	Yes
Month-Effects	Yes	Yes	Yes
Adj. <i>R</i> ²	0.620	0.618	0.616
Observations	156 292	156 803	156 803

类似地,在公司治理方面,本文使用多个代理变量对企业进行分组。1) 盈余管理水平: 首先参考 Dechow 等^[37] 的研究来计算可操控应计盈余,分季度-行业用如下模型进行估计

$$\frac{TA_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} = \beta_1 \frac{1}{ASSET_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta REV_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

然后将估计得到的系数带入下式,便可计算出正常应计水平

$$NA_{i,t} = \hat{\beta}_1 \frac{1}{ASSET_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{PPE_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} \quad (5)$$

进而,可操控应计盈余为

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} - NA_{i,t} \quad (6)$$

其中 $ASSET_{i,t-1}$ 为上一期的总资产; $TA_{i,t}$ 为当期总应计项目,等于营业利润减经营性现金流; $\Delta REV_{i,t}$ 为营业收入的变化; $PPE_{i,t}$ 为固定资产净额; $\Delta AR_{i,t}$ 为应收账款的变化。进一步对估计得到的可操控应计盈余取绝对值并得到指标 *absDA*, 该指标越大说明公

司的盈余管理程度越高、盈余质量越低,即管理层越有可能存在利润操纵的行为、公司治理对经理人的约束较弱。为了增加估计系数的可读性,对该指标取了百分比,即将该数值乘以 100。2) 是否交叉上市: 根据“绑定理论”,交叉上市能够改善企业的公司治理^[38]。如果企业同时在 A 股和港股,或者同时在 A 股和 B 股交叉上市,会面临更加严格的治理环境。3) 是否两职合一: 当董事长和总经理为同一人时,董事会缺乏独立的领导,从而公司的内部治理更弱^[39]。进一步,根据上述代理变量的中位数进行区分,使用盈余管理程度较高 (*absDA_High*) 以及非交叉上市的哑变量 (*NoAHB*) 和两职合一哑变量 (*Dual*) 来代理公司治理较差的企业。将上述分组变量及其与融资融券状态的交互项加入回归,得到的结果如表 5 所示。

表 5 的结果显示,对于盈余管理程度较严重、非交叉上市以及两职合一的企业股票,在融资融券实施后,其机构交易的占比上升得更多。然而,这些结果尚不足以证明,融资融券是通过降低信息不对称和改善外部治理来提升机构投资者的交易参与度。以下,本文进一步以两阶段最小二乘来考察融资融券的作用机制。

表 5 融资融券、公司治理与机构交易占比

Table 5 Margin trading , corporate governance and the proportion of institutional trading

	(1)	(2)	(3)
变量	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>
<i>List</i>	0.846*** (3.41)	0.622** (2.53)	-0.542 (-0.98)
<i>absDA_High</i>	-0.111* (-1.69)		
<i>List × absDA_High</i>	0.549*** (2.96)		
<i>Dual</i>		-1.092*** (-4.53)	
<i>List × Dual</i>		3.209*** (6.15)	
<i>NoAHB</i>			-2.357** (-2.03)
<i>List × NoAHB</i>			1.869*** (3.16)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
Firm-Effects	Yes	Yes	Yes
Month-Effects	Yes	Yes	Yes
Adj. <i>R</i> ²	0.613	0.619	0.616
Observations	154 950	154 660	155 279

2.2.2 融资融券影响投资者占比的机制检验

在两阶段最小二乘估计中,本文使用交易的逆向选择成本(*PI*)、买卖价差(*BS_Spread*)和知情交易概率(*PIN*)来反映信息不对称程度,使用可操控应计盈余(*absDA*)来代理公司治理的情况。

首先,构建另一个常用的反映信息不对称程度的指标,即买卖价差^[34],其计算公式如下

$$BS_Spread = 1\ 000 \times \frac{(ask1 - bid1)}{(ask1 + bid1) / 2} \quad (7)$$

根据上式,使用每天日内分笔交易数据,计算得到每月平均的股票买卖价差。

其次,参考 Easley 等^[40]的方法来计算知情交易概率。先用日内的分笔交易数据计算每天的买、卖交易单数 B_t 和 S_t ,并对每个股票分季度使用如下似然函数做估计

$$L((B_t, S_t)_{t=1}^T | \theta) = \sum_{t=1}^T \left[-\varepsilon_b - \varepsilon_s + M_t (\ln x_b + \ln x_s) \right] + \sum_{t=1}^T \ln \left[\alpha (1 - \delta) e^{-\mu x_s^{S_t - M_t} x_b^{-M_t}} + \alpha \delta e^{-\mu x_b^{B_t - M_t} x_s^{-M_t}} + (1 - \alpha) x_s^{S_t - M_t} x_b^{B_t - M_t} \right] \quad (8)$$

其中 $M_t = [\min(B_t, S_t) + \max(B_t, S_t)] / 2$, $x_s = \varepsilon_s / (\mu + \varepsilon_s)$, $x_b = \varepsilon_b / (\mu + \varepsilon_b)$ 。为了估计方便,假设 $\varepsilon_b = \varepsilon_s = \varepsilon$ 。根据估计得到的系数 $\theta = (\alpha, \mu, \varepsilon, \delta)$,可以进一步计算得到信息交易概率

$$PIN = 100 \times \frac{\alpha \mu}{\alpha \mu + 2\varepsilon} \quad (9)$$

该指标反映了交易中知情交易者交易的概率,若交易中投资者使用私有信息交易的概率越大,说明企业的信息不对称的程度越高。

本文在第一阶段进行如下估计来考察融资融券交易对信息不对称和公司治理的影响

$$Asym(Gov)_{i,t} = \beta \cdot List_{i,t} + \theta \cdot X_{i,t} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

第一阶段的回归结果报告在表 6 中^⑥。在表 6 前三列中,融资融券状态 *List* 的系数显著为负,说明在融资融券实施后,相对于非标的股票,标的股票的逆向选择成本、买卖价差以及知情交易概率都显著下降,即融资融券交易改善了标的企业的信息不对称程度。第(4)列的结果显示,融资融券也显著降低了标的企业的盈余管理水平,说明融资融券交易发挥了外部治理的作用,这一结果

⑥ 当被解释变量为季度数据时,解释变量也调整为相应的频率,后文各表的检验同样如此。

与 Massa 等^[15]的结论是一致的。

第二阶段的回归具体如下

$$InsPer_{i,t} = \delta \cdot \widehat{Asym}(\widehat{Gov})_{i,t} + \theta \cdot X_{i,t} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

回归的结果见表 7。从中可以发现,信息不对称和公司治理变量的估计值与机构交易占比呈显著的负相关性,即信息不对称和公司治理的改善有助于吸引更多的机构交易,提高机构投资者在交易

中的占比。从影响的效应来看,融资融券通过信息和治理的渠道对机构交易占比的影响在 1.16% ~ 0.83% 之间($-4.283 \times -0.272 \approx 1.16\%$, $-3.242 \times -0.256 \approx 0.83\%$)。这一结果与双重差分估计得到的结果非常接近。综上,融资融券交易的开通,很可能是通过改善企业的信息不对称程度和公司治理,进而吸引了更多的机构投资者参与交易,最终提高了标的股票机构交易的占比。

表 6 第一阶段:融资融券对信息不对称和公司治理的影响

Table 6 First stage: The effect of margin trading on information asymmetry and corporate governance

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>PI</i>	<i>BS_Spread</i>	<i>PIN</i>	<i>absDA</i>
<i>List</i>	-0.272 ***	-0.396 ***	-0.226 ***	-0.256 **
	(- 7.28)	(- 3.17)	(- 3.16)	(- 2.26)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Month/Quarter-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. <i>R</i> ²	0.225	0.741	0.351	0.247
Observations	156 290	156 294	52 854	51 363

表 7 第二阶段:信息不对称和公司治理渠道的影响估计

Table 7 Second stage: The impacts from information asymmetry and corporate governance channels

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>
\widehat{PI}	-4.283 ***			
	(- 4.18)			
$\widehat{BS_Spread}$		-2.933 ***		
		(- 2.73)		
\widehat{PIN}			-4.310 ***	
			(- 2.70)	
\widehat{absDA}				-3.242 *
				(- 1.90)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Month/Quarter-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. <i>R</i> ²	-	-	-	-
Observations	156 290	156 294	52 854	51 363

2.3 融资和融券交易的区分

根据研究假设 2,接下来区分融资和融券的影响。首先分别描述了所有融资和融券的总交易余额的变化(如图 4 和图 5 中所示),并分别在图

中加入了同期整个市场的机构交易占比。从图中可以发现,融券交易的余额与机构交易占比的走势更为一致。这暗示着,融券交易可能是影响机构交易占比的更为重要的因素。

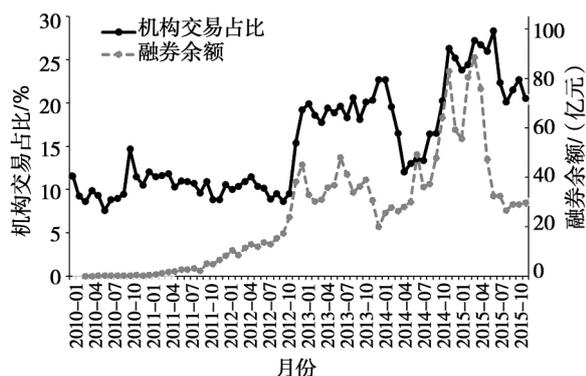


图 4 融券与机构交易占比

Fig. 4 Short selling and the proportion of institutional trading

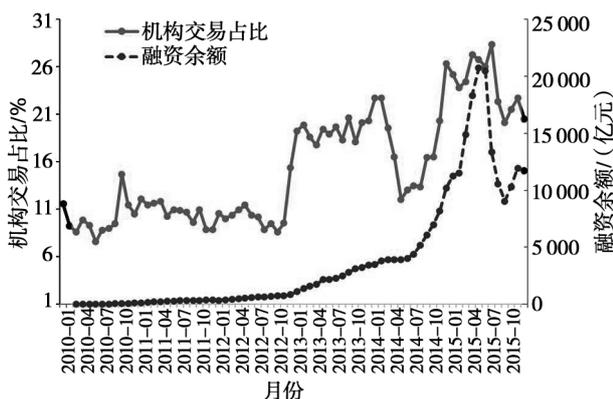


图 5 融资与机构交易占比

Fig. 5 Margin buying and the proportion of institutional trading

进一步, 本文使用日均融资和融券的余额占总市值比来反映融资和融券的交易情况, 并通过回归来考察融资和融券交易对机构交易占比的影响, 结果如表 8 中的前三列所示. 此外, 直接使用融资融券的交易量进行回归可能面临内生性的问题, 因此参考孟庆斌等^[41]的方式, 使用同月度 - 行业的其它标的的融券交易量的均值 (IV_Short) 作为工具变量进行回归^⑦. 工具变量回归的结果如表 8 的后四列所示.

表 8 的第 (1) 列 ~ 第 (3) 列显示, 融券交易 $Short$ 的系数都显著为正, 而融资交易 $Margin$ 的系数则不显著, 这说明在融资融券交易中, 融券交易可能是影响机构交易占比的主要原因. 而第 (4) 列 ~ 第 (7) 列的结果显示, 在第一阶段回归

中, 工具变量 IV_Short 与融券交易 $Short$ 呈显著的正相关, 说明同行业公司间的融券交易存在正相关性; 第二阶段回归中融券交易的系数也显著为正, 结果与 OLS 的估计一致, 进一步说明融券交易是影响机构交易占比的更为重要的因素.

2.4 机构交易占比对股价协同性与崩盘风险的影响

散户投资者的交易决策更多受到情绪等非基本面因素的影响, 因而在以散户为主导的市场上, 股价的信息含量较少、噪音较多. 而散户投资者在交易中的占比过高可能也是中国股票市场协同性 (即个股同涨同跌) 过高的原因之一. 前文已经发现, 在融资融券实施后机构投资者的交易占比会显著上升, 那么这一变化是否有利于降低我国股票市场的协同性? 下面简单考察机构交易占比对股价协同性的影响.

将股票的日回报对当期以及滞后一期的加权市场回报做回归, 滚动计算得到每个股票每个季度的 R^2 , 并进行对数变换从而得到股价的协同性指标 $SYNC = \ln [R^2 / (1 - R^2)]$, 该指标越小说明股价中特质信息含量越多, 即股价同涨同跌的程度越小. 从表 9 的第 (1) 列的回归结果中可以发现, 机构交易占比的系数显著为负, 说明股票的机构交易占比越高, 其价格的协同性就越低. 这一结果与孔东民等^[3]的结论是一致的, 而本文的结果进一步说明, 机构的交易与机构的持股一样, 都能提高股价的信息含量, 从而降低股价的协同性.

信息含量与股价的崩盘风险也是相关的, 后者通常是由负面信息在不断积累后突然爆发造成的. 而散户投资者容易受情绪的影响, 他们在负面情绪驱使下的盲目行为同样也可能造成崩盘风险的上升. 因此, 本文预期, 机构投资者交易占比的上升会降低股票的崩盘风险. 为了检验这个想法, 首先参考许年行等^[42], 基于个股周收益率计

⑦ 由于同行业企业面临相似的外部环境, 企业之间的融券卖空交易存在替代或者互补的效应, 因而工具变量与特定企业的融券交易之间相关. 同时, 投资者对特定企业的投资决策更多取决于其基本面和特质信息, 同行业其他企业的融券交易只能通过影响特定企业的融券交易来影响特定企业的机构交易占比. 此外, 本文将工具变 IV_Short 与融券交易 $Short$ 同时加入回归中, 结果显示工具变量的系数并不显著, 说明工具变量是相对外生的.

算了年度的负偏态系数 *NCSKEW* 和收益率上下波动的比率 *DUVOL*, 即崩盘风险的指标. 这两个指标的数值越大说明崩盘的风险越大, 回归的结果见表 9 的第 (2) 列 ~ 第 (3) 列. 从中可以发现, 机构交易占比与崩盘风险呈显著地负相关, 这说明机构投资者交易占比的提高有助于降低崩盘风险.

考虑到可能的内生性问题, 本文使用工具变

量来做进一步的检验. 在对股价协同性的回归中, 使用滞后一期的机构持股比例作为机构交易占比的工具变量^⑧. 在对崩盘风险的回归中, 本文参考曹丰等^[43]的研究, 使用上市年份的自然对数作为机构交易的工具变量^⑨. 使用工具变量回归的结果报告在表 9 的后三列, 得到的结果与前三列中的结果一致.

表 8 区分融资交易与融券交易

Table 8 Effects of margin buying and short selling separately

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS			IV - S1	IV - S2	IV - S1	IV - S2
变量	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>	<i>Short</i>	<i>InsPer</i>	<i>Short</i>	<i>InsPer</i>
<i>Short</i>	0.512***		0.452***		1.472**		1.627**
	(5.50)		(5.17)		(2.20)		(2.56)
<i>Margin</i>		0.178	0.673				-0.581
		(0.39)	(1.55)				(-0.75)
<i>IV_Short</i>				0.361***		0.362***	
				(7.16)		(7.45)	
<i>Controls</i>	No	No	Yes	No	No	Yes	Yes
Firm-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. <i>R</i> ²	0.718	0.715	0.738	0.635	-	0.655	-
Observations	30 892	30 892	30 271	30 788	30 788	30 172	30 172

表 9 机构交易对信息效率和崩盘风险的影响

Table 9 The effect of institutional trading on information efficiency and crash risk

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS			IV		
变量	<i>SYNC</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>SYNC</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>
<i>InsPer</i>	-2.636***	-0.791***	-0.498***	-2.726***	-1.158***	-0.723***
	(-36.53)	(-6.52)	(-5.94)	(-2.91)	(-3.58)	(-3.16)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter/Year-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. <i>R</i> ²	0.445	0.120	0.119	-	-	-
Observations	54 294	13 783	13 782	53 501	13 720	13 719

⑧ 将机构交易占比和滞后一期的机构持股比例同时放入回归, 发现在控制了机构交易占比后, 滞后一期的机构持股比例的系数并不显著, 这说明机构持股对股价协同性的影响可能主要是通过机构交易来产生作用的.

⑨ 一方面, 崩盘风险更多地源自于个股的基本面, 上市年份并不显著影响崩盘风险, 从而该工具变量是相对外生的; 另一方面, 机构投资者倾向投资于上市时间更久的企业, 从而该工具变量与机构交易占比存在相关性. 以上关于第一阶段回归和弱工具变量检验等结果均省略, 感兴趣的读者可以索取.

2.5 稳健性分析

2.5.1 标的股票的内生性

考虑到融资融券标的股票有一定的选择标准,需要进一步排除这一内生性问题对结果的影响。为此,本文逐月对实验组匹配相似的对照组,其中实验组为曾经加入过融资融券的股票,对照组为样本期内从未加入过融资融券的股票。参考《上海证券交易所融资融券交易实施细则》中的规定^⑩,匹配时的协变量包括:流通市值的对数、价格振幅的月平均值、换手率的月平均值、最近一期机构持股比例、ROE 以及股票过去三个月的累计收益率。样本中剔除了股东总人数不足 4 000 人、上市时间不足 3 月、当月被风险警示、未完成股权分置改革的股票,只留下当月正常交易的股票。本文使用 Probit 回归进行倾向值评分,并进行一对一不重复的最邻近匹配^⑪,同时增加了共同支撑(Common Support)的设定,即剔除了实验组中倾向值评分超过对照组中最大、最小值的样本。此外,本文还在匹配的时候增加了卡尺约束,限制实验组和对照组的倾向评分差不超过 0.05,以使得两组样本在匹配特征上都不存在显著的差异。使用匹配后的样本进行回归的结果报告在表 10 的第(1)列。匹配

后实验组和对照组在特征变量上的差异见表 11。

进一步,为了减轻融资融券标的选择可能带来的内生性问题,本文只使用样本期内曾经加入过融资融券的标的股进行回归,即只使用当前尚未正式实施融资融券的标的、或者加入后被剔除了的标的作为对照组。如此,实验组和对照组都是融资融券的标的,只是加入的时间不一样。这一设定可以在很大程度上缓解关于融资融券标的和非标的之间存在系统性差异的担忧。这一结果报告在表 10 的第(2)列。

此外,本文还进行了安慰剂(Placebo)检验。具体而言,对五次融资融券加入事件的标的股进行匹配,从没被纳入过标的的股票中寻找与标的股最接近的一只股票,假设其从当月开始被纳入融资融券交易。匹配使用的协变量与前文一致,并同样剔除了不符合融资融券条件的股票,只保留当月正常交易的股票。本文使用 Probit 回归进行倾向值评分,并进行一对一不重复的最邻近匹配。然后使用所有未曾加入过融资融券的股票样本,考察那些与标的股最相似的股票假设加入了融资融券,其机构交易占比是否会发生显著变化,这一结果报告在第(3)列。

表 10 稳健性分析

Table 10 Robustness checks

	(1)	(2)	(3)
	PSM	List-Only	Placebo
变量	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>	<i>InsPer</i>
<i>List</i>	1.056 ***	0.830 ***	-0.075
	(3.00)	(3.07)	(-0.33)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
Firm-Effects	Yes	Yes	Yes
Month-Effects	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.580	0.622	0.599
Observations	50 372	64 178	92 625

^⑩ 详见《上海证券交易所融资融券交易实施细则》：http://www.sse.com.cn/services/tradingservice/margin/rules/c/c_20150912_3987306.shtml。

^⑪ 这里非常感谢匿名审稿人对倾向值匹配过程给出的详细意见和建议。

表 10 前两列的结果中 $List$ 的系数都显著为正,说明使用倾向值匹配后得到的样本、或者只使用样本期内曾经加入过融资融券的股票样本,回归得到的结果都与前文是一致的,即本文的结果是稳健的.第(3)列的结果显示,假设的融资融券变量 $List$ 的系数并不显著,说明那些与标的股特征近似、但实际上并没有被纳入融资融券的股票,其机构交易的比例没有显著地上升.这也进一步说明,本文的结果并不是由融资融券标的选择标准所导致的.

表 11 倾向值匹配后的分组差异

Table 11 Differences between two groups after propensity matching

匹配特征	对照组	实验组	t 值
对数流通市值	8.16	8.14	1.02
振幅月平均	0.04	0.04	-0.63
换手率月平均	0.03	0.03	-0.54
机构持股比例	0.37	0.36	0.42
ROE	4.44	4.33	0.48
收益率	4.71	4.97	-0.86
样本数	25 186	25 186	

注:其中 t 检验的原假设为 $\text{Mean}(\text{对照组}) - \text{Mean}(\text{实验组}) = 0$. t 值在企业层面进行了 Cluster 调整.

2.5.2 机构投资者的净买入和持有量

前文的实证研究发现,融资融券交易实施后,在标的股票上,机构投资者交易的占比显著上升.但之前的分析没有考虑交易的方向,本节中使用不同的数据,考察机构投资者的净买入和持有量的变化.

首先,依然使用交易数据,并参考 Barber 和 Odean^[23] 以及 Ng 和 Wu^[28] 的方法,考察机构投资者的净买入,其具体公式如下

$$InsNet_{i,t} = \frac{\sum_{g=1}^G Buy_{i,t}^{INS} - \sum_{g=1}^G Sell_{i,t}^{INS}}{\sum_{g=1}^G Buy_{i,t}^{INS} + \sum_{g=1}^G Sell_{i,t}^{INS}} \quad (12)$$

其中 $Buy_{i,t}$ 和 $Sell_{i,t}$ 为特定投资者在第 t 期对股票 i 的买入和卖出的总金额^⑫.这一结果报告在表 12 的第(1)列.其次,本文使用每个上市公司在年末公布的机构年末持股数据,计算其占总股本的比例,并作为被解释变量.这一变量和上述的机构净买入指标一样,不仅反映了机构投资者的参与程度,更反映了机构投资者对股票持有的变化方向.这一结果报告在表 12 中的第(2)列.表 12 中的结果显示,使用机构投资者持有比例 $InsHold$ 和机构净买入比例 $InsNet$ 得到的结果与前文都是一致的.

表 12 融资融券与机构净买入

Table 12 Margin trading and institutional net buying

	(1)	(2)
变量	$InsNet$	$InsHold$
$List$	2.785 ***	2.309 **
	(9.41)	(2.51)
Controls	Yes	Yes
Firm-Effects	Yes	Yes
Month/Year-Effects	Yes	Yes
Adj. R^2	0.278	0.584
Observations	151 718	13 564

前文分析了个股层面机构交易占比的变化,下面进一步使用机构层面的数据,考察融资融券实施后机构投资者对标的股持有偏好的变化.具体而言,本文使用 2009 年~2015 年期间,公募基金的半年报和年报所公布的持股数据,进行如下回归

$$\Delta Shares_{i,j,k} = \beta \cdot Treat_{j,k} + \theta \cdot \Delta X_{j,k} + \varepsilon_{i,j,k} \quad (13)$$

其中 $\Delta Shares_{i,j,k}$ 是基金 i 中的股票 j 在第 k 次扩容前后报告期的持有量变化^⑬.如果股票 j 在第 k 次扩容事件中被纳入了融资融券标的则 $Treat$ 为 1,如果股票 j 从未被纳入过融资融券则为 $Treat$ 为 0. ΔX 是控制变量在扩容事件前后的变化值.对于基金样本,本文只保留了股票型和混合型基金,去掉了 QDII 基金.对于股票样本,只保留了在每次扩容事件前基金已经持有的股票,以排除新买入股票的影响.同时控制了基金、行业和扩容事件的固定效应,并将标准误在股票层面进行了聚类.结果如表 13 所示.其中 $Treat$ 的系数显著

⑫ 与前文一样,本文使用金额大于 100 万元作为机构投资者的识别标准.

⑬ 持股的数量加 1 后进行了自然对数变化.

为正,说明股票在加入融资融券后,基金投资者会更多地买入,这与基准回归的结果一致。因此,本文的主要结果是稳健的。

表 13 扩容前后基金对标的股持有量的变化
Table 13 Changes in mutual funds' holdings of the underlying stocks after the addition events

	(1)	(2)
变量	$\Delta Shares$	$\Delta Shares$
<i>Treat</i>	0.043 ***	0.045 ***
	(2.61)	(2.70)
$\Delta Size$		0.157 **
		(2.05)
ΔROE		-0.326 **
		(-2.19)
ΔLev		-0.036
		(-0.17)
ΔBM		-0.314 ***
		(-4.59)
ΔSOE		0.058
		(1.29)
$\Delta Illiquidity$		0.292
		(0.87)
$\Delta Beta$		0.030
		(0.51)
ΔVol		-0.355 **
		(-2.33)
ΔRet		-0.062 **
		(-2.00)
Fund-Effects	Yes	Yes
Industry-Effects	Yes	Yes
Event-Effects	Yes	Yes
Adj. R^2	0.176	0.177
Observations	55 279	55 279

3 结束语

本文利用我国股票市场上融资融券的实施和扩容作为外生性的冲击,考察了融资融券交易对机构投资者参与度的影响。实证结果发现:融资融券交易的实施有效地提高了标的股票的机构投资者交易的占比,并很可能是通过改善信息不对称和外部治理而发挥作用的;融资融券交易也提高了机构的净买入和持股的比例。此外,区分了融资和融券并发现,融券卖空交易可能是影响机构投资者交易参与度的主要因素。最后,本文还发现,机构交易占比的上升对降低股价协同性和崩盘风险有积极的作用。

基于本文的研究发现,提出如下几点政策性建议:首先,融资融券交易制度的实施改善了股票市场上的投资者结构,建议政策制定者进一步扩大融资融券的覆盖范围,以此提升机构投资者的参与度,并借助其专业性降低股票同涨同跌的程度和崩盘的风险。其次,考虑到融资融券交易对机构投资者的影响可能主要来源于融券卖空交易,而目前融券可交易的量还较低,建议适当增加融券的供给量,同时完善转融通等配套业务,合理引导机构投资者和战略投资者参与转融券业务,从而加强融资融券交易对证券市场发展的积极影响。

参考文献:

- [1]Boehmer E ,Kelley E K. Institutional investors and the informational efficiency of prices [J]. *Review of Financial Studies* , 2009 ,22(9) : 3563 - 3594.
- [2]Boone A L ,White J T. The effect of institutional ownership on firm transparency and information production [J]. *Journal of Financial Economics* ,2015 ,117(3) : 508 - 533.
- [3]孔东民,孔高文,刘莎莎. 机构投资者、流动性与信息效率 [J]. *管理科学学报* ,2015 ,18(3) : 1 - 15.
Kong Dongmin ,Kong Gaowen ,Liu Shasha. Institutional investors ,liquidity ,and information efficiency [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2015 ,18(3) : 1 - 15. (in Chinese)
- [4]王谨乐,史永东. 机构投资者、高管变更与股价波动 [J]. *管理科学学报* ,2018 ,21(7) : 113 - 126.
Wang Jinle ,Shi Yongdong. Institutional investors ,top management turnover and the fluctuation of stock price [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2018 ,21(7) : 113 - 126. (in Chinese)

- [5]Boehmer E , Jones C M , Zhang X , et al. Tracking Retail Investor Activity[R]. SSRN: Working Paper , 2020.
- [6]Bushee B J , Noe C F. Corporate disclosure practices , institutional investors , and stock return volatility[J]. *Journal of Accounting Research* , 2000 , 38(5) : 171 - 202.
- [7]Chung K H , Zhang H. Corporate governance and institutional ownership[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 2011 , 46(1) : 247 - 273.
- [8]Aggarwal R , Klapper L , Wysocki P D. Portfolio preferences of foreign institutional investors[J]. *Journal of Banking and Finance* , 2005 , 29(12) : 2919 - 2946.
- [9]Li D , Moshirian F , Pham P K , et al. When financial institutions are large shareholders: The role of macro corporate governance environments[J]. *Journal of Finance* , 2006 , 61(6) : 2975 - 3007.
- [10]Chang E C , Cheng J W , Yu Y. Short-sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market[J]. *Journal of Finance* , 2007 , 62(5) : 2097 - 2121.
- [11]Kahraman B , Tookes H E. Trader leverage and liquidity[J]. *Journal of Finance* , 2017 , 72(4) : 1567 - 1610.
- [12]孟庆斌,黄清华. 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* , 2018 , 21(4) : 43 - 66.
- Meng Qingbin , Huang Qinghua. Does short selling decrease stock overvaluation: A perspective of heterogeneous beliefs [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2018 , 21(4) : 43 - 66. (in Chinese)
- [13]Boehmer E , Wu J. Short selling and the price discovery process [J]. *Review of Financial Studies* , 2013 , 26(2) : 287 - 322.
- [14]李志生,陈晨,林秉旋. 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* , 2015 , (4) : 165 - 177.
- Li Zhisheng , Chen Chen , Lin Bingxuan. Does short selling improve price efficiency in the Chinese stock market? Evidence from natural experiments [J]. *Economic Research Journal* , 2015 , (4) : 165 - 177. (in Chinese)
- [15]Massa M , Zhang B , Zhang H. The invisible hand of short selling: Does short selling discipline earnings management? [J]. *Review of Financial Studies* , 2015 , 28(6) : 1701 - 1736.
- [16]陈胜蓝,卢锐. 卖空压力与控股股东私利侵占——来自卖空管制放松的准自然实验证据[J]. *管理科学学报* , 2018 , 21(4) : 67 - 85.
- Chen Shenglan , Lu Rui. Short selling pressure and controlling shareholder's exploitation: Evidence from a quasi-natural experiment [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2018 , 21(4) : 67 - 85. (in Chinese)
- [17]孟庆斌,邹洋,侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗? [J]. *经济研究* , 2019 , (6) : 89 - 105.
- Meng Qingbin , Zou Yang , Hou Deshuai. Can a short selling mechanism restrain corporate fraud? [J]. *Economic Research Journal* , 2019 , (6) : 89 - 105. (in Chinese)
- [18]褚剑,方军雄,于传荣. 卖空约束放松与银行信贷决策[J]. *金融研究* , 2017 , (12) : 111 - 126.
- Chu Jian , Fang Junxiong , Yu Chuanrong. Deregulation on short selling constraints and bank loan decision [J]. *Journal of Financial Research* , 2017 , (12) : 111 - 126. (in Chinese)
- [19]郝项超,梁琪,李政. 融资融券与企业创新: 基于数量与质量视角的分析[J]. *经济研究* , 2018 , (6) : 127 - 141.
- Hao Xiangchao , Liang Qi , Li Zheng. Margin trading , short selling and firm innovation: The perspectives of quantity and quality [J]. *Economic Research Journal* , 2018 , (6) : 127 - 141. (in Chinese)
- [20]李志生,李好,马伟力,等. 融资融券交易的信息治理效应[J]. *经济研究* , 2017 , (11) : 150 - 164.
- Li Zhisheng , Li Hao , Ma Weili. Information governance effects of short selling and margin trading [J]. *Economic Research Journal* , 2017 , (11) : 150 - 164. (in Chinese)

- [21]李丹,袁淳,廖冠民. 卖空机制与分析师乐观性偏差——基于双重差分模型的检验[J]. 会计研究, 2016, (9): 25-31.
Li Dan, Yuan Chun, Liao Guanmin. Short selling and analysts' optimism deviation based on the test of the difference-in-difference model[J]. Accounting Research, 2016, (9): 25-31. (in Chinese)
- [22]Karpoff J M, Lou X. Short sellers and financial misconduct[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5): 1879-1913.
- [23]Barber B M, Odean T. All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21(2): 785-818.
- [24]翟伟丽,何基报,周晖,等. 中国股票市场投资者交易偏好及其对股价波动的影响[J]. 金融评论, 2010, (3): 53-64.
Zhai Weili, He Jibao, Zhou Hui, et al. Trading preference of Chinese investors and its impact on stock volatility[J]. Chinese Review of Financial Studies, 2010, (3): 53-64. (in Chinese)
- [25]廖理,梁昱,张伟强. 谁在中国股票市场中“博彩”? ——基于个人投资者交易数据的实证研究[J]. 清华大学学报(自然科学版), 2016, (6): 677-684.
Liao Li, Liang Yu, Zhang Weiqiang. Who gambles in the Chinese stock market? Evidence from individual investor trading data set[J]. Journal of Tsinghua University (Science and Technology), 2016, (6): 677-684. (in Chinese)
- [26]Diamond D W, Verrecchia R E. Disclosure, liquidity, and the cost of capital[J]. Journal of Finance, 1991, 46(4): 1325-1359.
- [27]Kim O, Verrecchia R E. Market liquidity and volume around earnings announcements[J]. Journal of Accounting and Economics, 1994, 17(1-2): 41-67.
- [28]Ng L, Wu F. The trading behavior of institutions and individuals in Chinese equity markets[J]. Journal of Banking and Finance, 2007, 31(9): 2695-2710.
- [29]徐浩峰,侯宇. 信息透明度与散户的交易选择——基于深圳交易所上市公司的实证研究[J]. 金融研究, 2012, (3): 180-192.
Xu Haofeng, Hou Yu. Information transparency and individual investors trading[J]. Journal of Financial Research, 2012, (3): 180-192. (in Chinese)
- [30]Ferreira M A, Matos P. The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88(3): 499-533.
- [31]Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5(1): 31-56.
- [32]钟宁桦,刘志阔,何嘉鑫,等. 我国企业债务的结构性问题[J]. 经济研究, 2016, (7): 102-117.
Zhong Ninghua, Liu Zhikuo, He Jiabin, et al. The structural problem of China's non-financial corporate debt[J]. Economic Research Journal, 2016, (7): 102-117. (in Chinese)
- [33]Badrinath S G, Gerald D G, Kale J R. Patterns of institutional investment, prudence, and the managerial "safety-net" hypothesis[J]. Journal of Risk and Insurance, 1989, 56(4): 605-629.
- [34]Levi S, Zhang X. Do temporary increases in information asymmetry affect the cost of equity? [J]. Management Science, 2015, 61(2): 354-371.
- [35]Baik B, Kang J K, Kim J M. Local institutional investors, information asymmetries, and equity returns[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 97(1): 81-106.
- [36]Gul F A, Kim J, Qiu A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(3): 425-442.
- [37]Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. Accounting Review, 1995, 70(2): 193

- 225.

- [38]Stulz R. Globalization ,corporate finance and cost of capital[J]. Journal of Applied Corporate Finance ,1999 ,12(3) : 8 - 25.
- [39]Jensen M C. The modern industrial revolution ,exit ,and the failure of internal control systems [J]. Journal of Finance , 1993 ,48(3) : 831 - 880.
- [40]Easley D ,Hvidkjaer S ,O' Hara M. Factoring information into returns [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis , 2010 ,45(2) : 293 - 309.
- [41]孟庆斌,侯德帅,汪叔夜. 融券卖空与股价崩盘风险——基于中国股票市场的经验证据 [J]. 管理世界,2018 , (4) : 40 - 54.
Meng Qingbin ,Hou Deshuai ,Wang Shuye. Short selling and stock price crash risk: Empirical evidence from Chinese stock market [J]. Management World ,2018 ,(4) : 40 - 54. (in Chinese)
- [42]许年行,于上尧,伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险 [J]. 管理世界,2013 ,(7) : 31 - 43.
Xu Nianhang ,Yu Shangrao ,Yin Zhihong. Institutional investor herding and stock price crash risk [J]. Management World ,2013 ,(7) : 31 - 43. (in Chinese)
- [43]曹 丰,鲁 冰,李争光,等. 机构投资者降低了股价崩盘风险吗? [J]. 会计研究,2015 ,(11) : 55 - 61.
Cao Feng ,Lu Bing ,Li Zhengguang ,et al. Can institutional investor reduce stock price crash risk? [J]. Accounting Research ,2015 ,(11) : 55 - 61. (in Chinese)

Margin trading and the proportion of institutional trading

ZHONG Ning-hua¹ , TANG Yi-zhou² , WANG Shu-jing^{1*} , MA Hui-xian¹

1. School of Economics and Management ,Tongji University ,Shanghai 200092 ,China;

2. Shanghai Stock Exchange ,Shanghai 200120 ,China

Abstract: The proportion of institutional investors in China's stock market is significantly lower than other major stock markets in the world. By analyzing the high-frequency transaction data of stocks in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2009 to 2015 ,this paper examines the impact of margin trading on institutional investors' trading participation. The results show that after the stocks are included in the list of margin trading , the proportion of institutional investors' trading has increased significantly. Further analysis shows that margin trading can effectively alleviate the information asymmetry and strengthen the external governance. Since institutional investors are more concerned about these two aspects than retail investors ,the implementation of margin trading increases the proportion of institutional trading in eligible stocks. Moreover ,this paper distinguishes between margin buying and short selling ,and finds that short selling is dominant in the overall impacts. Finally ,this paper finds that the increase in the proportion of institutional trading has a positive effect on reducing stock price synchronicity and crash risk.

Key words: institutional investors; margin trading; information asymmetry; external governance