

融资融券与机构投资者治理作用

马程程¹

(1.南开大学商学院, 中国公司治理研究院, 天津 300071)

摘要:本文在融资融券政策实行的背景下,探讨了我国卖空机制的引入对机构投资者持股偏好的影响机理,并基于我国证券市场实施融资融券制度所带来的准自然实验研究机会,采用双重差分模型,分别检验实验组和控制组对此政策实施后的不同机构投资者持股变化程度。本文发现,与不允许卖空的企业相比,允许卖空的企业总体机构投资者的持股数量和独立性机构投资者的持股数量显著上升了,而总体换手率下降了。本文的研究结果表明在实施融资融券制度改变了机构投资者的持股偏好以及交易频率,使机构投资者的股东稳定性提高了。

关键词:机构投资者;融资融券制度;公司治理

中图分类号: **文献标识码:** A

一、问题的提出

1896年世界上第一只非银行机构投资者在英国诞生,标志着机构投资者在西方主要国家日益形成。20世纪80年代开始,无论是在发展中还是发达国家,机构投资者的种类越来越多,持有上市公司股份的比例越来越高,在金融市场中的地位迅速提高。同时,机构投资者监督管理层和制衡大股东的功能逐渐凸显,机构投资者的持股比例变化也成为市场中的“指南者”,对其他一些投资者的投资决策起到了重要影响作用。为了获得更好的收益,维护自己的利益,机构投资者股东会通过“用手投票”的方式积极参与公司治理,监督公司管理层和大股东的行为^[1-3](Wahal and McConnell, 2000; Ferreira and Matos, 2008; Cheng et al., 2010)。2001年,中国证监会提出超常规发展机构投资者的战略,此后,以证券投资基金为代表的机构投资者得到迅速发展。2004年初,《国务院关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》指出,希望通过机构投资者的介入改善我国股票市场投资者结构,进一步完善上市公司的公司治理结构。近几年中,尽管一些机构投资者在维护中小股东的利益中确实发挥了积极作用,如“中兴通讯H股发行”和“招商银行可转债”等事件。但由于机构投资者面临的各种现实问题如频繁更换基金管理人、追求基金排名^[4](蔡庆丰和宋友勇, 2010)等等,不得不通过高换手率的频繁交易来追求短期收益,导致机构投资者的对公司的监督作用不能有效充分发挥。换手率过高除了增加交易成本,影响基金收益,也给资本市场带来了更大程度的波动性,使证券市场急涨急跌,失去了稳定市场的作用。

长期以来,我国证券市场一直是只许“买涨不买跌”的“单边市”状态。交易制度层面的缺陷也导致机构投资者的监督治理作用受到限制^[5](薄仙慧和吴联生, 2009)。2010年3月31日,证监会正式启动融资融券交易试点,即部分上市公司的股票可以被卖空(证券公司向符合条件的投资者借出证券供其卖出),我国证券市场结束了自成立20余年来没有卖空机制的历史,跨入了信用交易的时代。

试点启动以后,融资融券的标的股票经历了分步扩容的历程,越来越多的股票纳入融资融券的标的股票范围,截至2016年12月31日融资融券标的股票变更如下:(1)2011

年 11 月 25 日，沪深证券交易所宣布扩大融资融券标的股票的范围，数量由原先的 90 只调整为 278 只，主要涵盖了上证 180 指数和深证 100 指数中的成分股；（2）2013 年 1 月 25 日，两市的融资融券标的股票扩容至 500 只；（3）2013 年 9 月 16 日，两市的融资融券标的股票扩容至 700 只；（4）2014 年 9 月 22 日，两市的融资融券标的股票扩容至 900 只；（5）2016 年 12 月 12 日，两市的融资融券标的股票扩容至 950 只。具体扩容事件如表 1 所示。

表 1 历次融资融券标的股票范围

事件	新增标的股票数量	剔除标的股票数量	标的股票总数	A股公司总数	标的股票占比 (%)
启动 (2010/3/31)	90	—	90	1627	5.53
第一次扩容 (2011/12/5)	189	1	278	1935	14.37
第二次扩容 (2013/01/31)	222	0	500	2048	24.41
第三次扩容 (2013/09/16)	206	6	700	2468	28.36
第四次扩容 (2014/09/22)	205	5	900	2559	35.17
第五次扩容 (2016/12/12)	77	27	950	3003	31.63

融券业务（卖空机制）的推出，增大了投资者挖掘和传播负面私有信息的动机，增大了股价下跌的压力，但同时也缓解了投资者对大股东和管理层的代理问题。与个人投资者相比，机构投资者具有资金、信息等优势，能及时根据政策以及自身特征做出相应投资调整，从而达到自身交易目的或治理目标；也能对其持股公司做出迅速反应，更好的发挥其监督作用。

基于此，本文根据机构投资者的特征，利用融资融券制度分布扩容这一准自然实验提供的实验组（标的股票）和控制组（非标的股票），采用双重差分（Difference-in-Difference）的实验方法，系统检验和考察推出卖空机制后，不同类型的机构投资者在公司治理作用是否发生变化，治理效果如何。研究发现：（1）在实行融资融券制度后，总体机构投资者更偏好融资融券的标的公司；（2）在实行融资融券制度后，独立性投资者更偏好融资融券标的公司；（3）在实施融资融券制度后，机构投资者总体换手率较之前降低了。

本文研究的贡献在于不同于以往研究，本文将最直接受融资融券制度影响的机构股东与卖空机制联系起来，挖掘此政策如何对机构投资者持股偏好产生影响，从而影响机构投资者的治理作用。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分是文献综述与假说提出；第三部分样本数据、变量构造以及基本统计量；第四部分实证检验的结果与分析；第五部分总结全文的研究结论和政策含义。

二、文献回顾和假设提出

融资融券交易又称证券信用交易或保证金交易，是指投资者向具有融资融券业务资格的证券公司提供担保物，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。尽管卖空机制是证券市场中不可或缺的一种重要对冲机制，但却被或多或少的限制于各国的证券市场。卖空限制的存在，使得市场上的投资者只能靠股价拉升而获取利润，使股票价格只反映了乐观交易者的正面信息观点而阻碍了看空交易者负面信息观点，因此，股价在

一定时期内被高估^[6] (Miller, 1977)。关于放松卖空机制的已有文献主要从下列两个方面进行阐述。

一是卖空机制提升了股票定价效率。Chang et al.^[7] (2014) 在对比我国 A 股市场实施融资融券制度后, 融券标的股票在制度实施后的股票收益率较实施之前显著为负, 因此证明在卖空限制下的股票价格确实被市场高估, 而融资融券制度则消除了股价的泡沫, 提升了股票定价效率。李志生等^[8] (2015) 发现中国股票市场的价格发现机制在融资融券制度退出之后有了明显改善, 同时, 被列入可卖空名单的股票的定价效率也显著提高了。古志辉等^[9] (2011) 研究表明, 卖空约束是定价泡沫的重要来源。但相反的结论也被褚剑和方军雄(2016) 证实, 他们发现实行融资融券制度后, 股价的崩盘风险非减反增。也有部分研究和认为融资融券并未明显改善股票定价效率及发挥价格发现功能^[10-11] (廖士光, 2011; 许红伟和陈欣, 2012)。

二是卖空机制对企业行为作用的影响。融资融券业务开通之后, 卖空的交易功能会使企业内部和外部的负面信息及时反馈到股票的价格, 为了防止股价下跌, 公司的管理层会被大股东更加密切地关注和监督, 卖空机制作为一种外部治理机制, 缓解了公司大股东和管理层的代理问题 (Massa et al., 2015)。通过研究融资融券标的公司的应计和真实盈余管理, 陈辉丽和刘峰^[12-13] (2014a, 2014b) 发现了卖空机制抑制了管理层的机会主义行为, 并且使公司的盈余管理程度显著降低而会计稳健性显著提高。靳庆鲁 (2015) 等基于实物期权的角度, 实行卖空机制后, 当公司面临较差的投资机会时, 如果公司没有及时的调整相应的投资决策, 投资者就会通过卖空交易套利, 导致股东财富受损。而放空卖空管制之后, 融资融券标的公司的清算期权价值也会得到提升^[14] (Zhang, 2000)。顾乃康和周艳利^[15] (2017) 从卖空的事前威慑角度出发, 发现较于不允许卖空的企业, 允许卖空的企业新增外部权益融资、债务融资以及外部融资总额均显著减少, 切引起了财务杠杆的下降。在公司创新方面, 放松卖空约束后, 公司的创新产出显著提高, 说明卖空机制对企业又创新激励效应和价值提升效应^[16] (权小峰、尹洪英, 2017)。

尽管国内外现有文献已经关注卖空限制对股票定价效率和公司治理的影响, 但鲜有国内外的学者就在卖空机制下机构投资者的持股比例和交易频率做出直接研究。显然, 推行卖空机制后, 公司股价较于其他财务指标和企业战略是最直观受到影响的, 而公司股东财富也与股票价格直接对应。在我国上市公司大股东股权相对集中的股权结构以及中小投资者的利益时常受到侵害的制度环境下, 引入卖空机制后股东行为变化最明显的应该是机构投资者。因为面临控制权的权衡, 大股东为了保证持股比例而不会频繁入市进行股票交易。而融资融券业务具有一定的资金和专业门槛, 很多中小投资者对这项业务并不敏感。而机构投资者无论从持股规模和专业水平上, 都是受到政策影响最明显的股东。基于此, 在推行融资融券制度之后, 结合机构投资者的公司治理作用, 提出两个假说: 偏好假说和规避假说。

1. 偏好假说

根据机构投资者对公司治理的有效监督假说, 即机构投资者为了获得更好的收益, 维护自己的利益, 会通过“用手投票”的积极方式代替“用脚投票”的消极方式参与公司治理, 使企业内部监督机制得到强化。机构投资者可以通过监督高管行为, 如促进独立董事制度建设 (吴晓晖, 2006)、监督公司投资决策^[17] (Ferreira and Matos, 2008; Panousi and Papanikolaou, 2012)、制约关联方行为^[18] (魏明海等, 2013) 等。由于机构投资者对管理层的监督是有成本的, 如信息搜寻成本、潜在流动成本 (Noe, 2002) 和“搭便车”问题 (Admati et al., 1994)。所以机构投资者在参与公司治理时, 衡量监督的收益和成本。而融资融券标的公司的治理成本已经由于制度得到改善, 作为一种外部治理机制, 变相为机构投资者节省了监督成本。但也有研究表明, 机构持股水平和持股机构数量与公司绩效均成正

相关关系，而且这种关系只存在于与公司没有业务联系的机构投资者^[19]（Cornett et al., 2007）。Chen 等^[20](2007)在成本—收益框架下将机构投资者分为独立机构和灰色机构，并认为独立机构与公司没有业务关系、不受公司管理层影响的机构投资者，他们的监督成本少，监督收益大。因为这类独立性机构投资者的首要的目标是通过监督公司治理行为来提高所投资公司的价值来实现股东财富最大化^[21]（Ruiz-Mallorqui 和 Santana-Martin, 2011）。

卖空机制除了投机套利功能之外，还有一项基本功能就是套期保值。由于机构投资者持有股票数量可观，当基金被清算等情况时，在单边市的背景下，个股在大量抛售之后，价格会明显下跌，这样无形中增加了交易成本。但如果同时进行融券交易，股票价格下跌的损失可以被卖空交易的获利所补偿，这样利润被锁定，无论是交易风险和交易成本都大幅下降。所以融资融券标的公司会更受机构投资者青睐。由此提出以下假设。

H1a: 在放松卖空约束后，对比控制组公司，融资融券公司的机构投资者持股比例提高了。

H1b: 在放松卖空约束后，对比控制组公司，融资融券的独立机构投资者持股比例提高了。

2. 规避假说

根据机构投资者对公司治理的负面假说，机构投资者股东可能与公司间存在某种业务往来，所以会为了谋取自身利益而支持管理层或董事会，成为高管或大股东利益侵占的“帮凶”，侵害其他中小股东的利益，在公司治理中扮演“利益攫取者”的角色^[22]（唐清泉等，2005）。实施融资融券制度后，投资者通过卖空交易更有动力去发掘与公司相关的负面信息，这样管理层的投机行为以及相关方的关联交易被抑制，信息披露程度提高，审计质量提高^[23]（张敏等，2011）机构投资者可侵占的利益也相应变少。

此外，张俊瑞等^[24]（2016）发现，融资融券的启动助长了内幕交易的行为，为内幕交易者提供了一条新的套利途径，即在利空信息发布之前，对该公司进行融券交易，从而实现双边操作的内幕交易形式^[25]（徐枫和王力，2014）。Khan and Lu^[26]（2013）发现之所以卖空交易者能在大规模内部交易之前采取行动，其信息来源可能是内幕信息的泄露。在实际操作作用，融资融券的杠杆效应也为内幕交易者创造了巨额利润，而没有跟公司有业务往来的独立性机构投资者很难获得内幕信息，所以在法治水平较低的地区，独立性机构投资者可能会选择减持融资融券标的公司

H2a: 在放松卖空约束后，对比控制组公司，融资融券公司的机构投资者持股比例降低了。

H2b: 在放松卖空约束后，对比控制组公司，融资融券公司的独立机构投资者持股比例降低了。

三、 样本数据、变量构造以及基本统计量

（一）样本选择与数据来源

本文采用双重差分（Difference-in-Difference）模型来检验融资融券对公司创新的影响。我们以沪深两市上市公司中进入融资融券名单的非金融类公司作为处理组，以从未进入该名单的非金融类公司作为控制组。鉴于我国于2006年进行了会计制度改革并且于2010年引入了融资融券制度，所以为了能够保持财务数据的一致性且为了能够对融资融券制度引入前后的变化做出合理地比较检验，我们选取了2007年至2016年的十年跨度作为研究的样本期间。对于样本公司，根据以下标准剔除了部分观测值：（1）剔除金融行业的企业；（2）剔除ST的样本；（3）剔除2007年之后上市的样本；（4）剔除曾经被调出融资融券名单的样本；（5）剔除资产负债率大于1或者小于0的异常值；（6）剔除融资融券政策实施当期的年度数据；（7）

剔除缺失值。另外，根据融资融券的相关规定，如果公司受到交易所的退市风险警示或其他风险警示，其将被调出融资融券的名单，截至 2016 年 12 月 31 日，共有 39 只股票被交易所调出融资融券名单。为了排除这些股票对本文结果的可能影响，我们也将这些股票剔除。本文所有财务数据、股票交易数据、融资融券数据均来自 CSMAR 数据库；机构投资者数据来自 Wind 数据库，为控制极端值的影响，我们对所有连续变量按照 1% 的标准进行 Winsorize 处理。

（二）机构投资者度量指标

（1）机构投资者总体持股。首先，采用各类机构整体在公司中的持股比例研究整体机构投资者对公司是否偏好持有可卖空的公司股票。

（2）独立与非独立机构投资者。为检验不同类型机构投资者对大股东利益侵占的监督与制衡作用，按照机构投资者与上市公司的关系以及他们受政府干预的程度，分为独立机构投资者和非独立机构投资者 3。根据已有研究（吴先聪和刘星，2012），文章把证券投资基金和 QFII 定义为独立机构投资者，上市公司中各独立机构投资者年末持股比例之和为独立机构投资者持股比例 IDISP。

（三）模型设定和变量说明

借鉴现有文献，我们采取如下双重差分模型检验融资融券对机构投资者持股比例的影响：

$$TISP = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treatment}_i \times \text{Post}_t + \alpha_2 \text{CV}_i, t + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_i, t \quad (1)$$

$$\text{IDISP} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treatment}_i \times \text{Post}_t + \alpha_2 \text{CV}_i, t + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_i, t \quad (2)$$

其中，被解释变量 TISP 是衡量所有机构投资者在公司中持股比例的指标，而 IDISP 是指独立投资者的指标。Treatment 为是否是融资融券标的企业的虚拟变量，若是融资融券标的（即处理组样本），赋值为 1，而非融资融券标的企业（即控制组样本）则赋值为 0。Post 为成为融资融券标的前后的虚拟变量，未被选为融资融券标的之前的季度赋值为 0，而成为融资融券标的之后的季度则赋值为 1。同时，参照国内外已有相关研究，我们还控制了影响机构投资者持股的其他因素，包括第一大股东持股比例 TOP1、前十大股东持股比例 TOP10、高管持股总比例 CEO_share、盈利能力 ROA、发展能力 Growth、账面杠杆 LEV、股权性质 SOE、公司规模 LNSIZE、公司成立年限 AGE、公司治理水平（两权分离率、总经理董事长兼任情况、董事会规模以及独董人数）等因素。Year 和 Industry 分别用来控制年度和行业的固定效应，下标 i 和 t 表示第 i 企业第 t 季度， ε 为随机误差项。变量的具体定义见表 2。

表 2 变量定义

	变量	具体定义
被解释变量	TISP	总体机构投资者持股比例
	IDISP	独立机构投资者持股比例
解释变量	LIST	为融资融券公司的虚拟变量，当该公司股票在样本期间纳入融资融券名单，则取值为 1，否则为 0。
	POST	公司进入融资融券名单之后的年度，取值为 1，否则为 0
控制变量	LEV	资产负债率，公司当年度的负债除以总资产表示。

ROA	总资产收益率,以公司当期净利润除以期初总资产而得。
EPS	每股净利润
SOE	股权性质。国企为1, 其他为0。
SEOC	两权分离率
Dual	董事长与总经理两职。同一人为 1, 不同为 2。
Boardsize	董事会规模
IDrate	独立董事人数
Top1	第一大股东持股比例
Sbalance	股权制衡度。第二到十名股东与第一大股东持股比例之比。
Intmtshare	管理层持股水平,用管理层总持股占总股数比重表示。
LNSIZE	公司规模,以公司总资产额自然对数表示。
AGE	公司成立年限
Growth	销售收入增长率
Industry	控制行业因素
Year	控制年份因素

四、结果与分析

(一) 描述性统计及相关性分析

表3报告了按处理组样本和控制组样本分类后各主要连续变量的描述性统计结果。可以看出,两个机构投资者持股指标TISP和IDISP的均值在实验组和控制组存在差异,且分别在1%和10%的水平上显著。而且融资融券标的的企业组成的处理组样本在整个样本期间要比由非融资融券标的的企业组成的控制组样本显示出企业规模较大、盈利性较好、财务杠杆较低的特征。这与沪深两市发布的《融资融券交易实施细则》对融资融券标的的选取规则一致,也即我国优先选择了规模较大、流动性较好的企业作为融资融券的试点企业。我们还针对总体样本就主要变量进行了描述性统计和相关性分析见表4和表5。

表3

变量	控制组 (N=8718)	实验组 (N=1081)	差值 实验组-对照组
TISP	13.302	15.254	1.953***
IDISP	11.12	11.184	0.064*
Boardsize	8.849	9.446	0.597***
ldrate	0.367	0.369	0.003*

ROA	0.024	0.057	0.034***
LEV	0.614	0.513	-0.101*
dual	1.808	1.833	0.025**
TOP1	34.119	36.215	2.096***
Sbalance	0.696	0.711	0.015
SEOC	5.753	6.289	0.536***
AGE	16.127	16.621	0.494***
Intmtshare	7.578	9.201	1.623***
LNsize001	21.625	22.88	1.254***

注:(1)处理组和控制组分别由按前文设定的标准选取的融资融券标的企业和非融资融券标的企业组成;(2)***、**、*分别表示显著性水平为 1%、5%、10%。

表4

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
TISP	16696	13.50	18.69	0	85.63
IDISP	16696	11.13	18.12	0	97.48
Post	16696	0.500	0.500	0	1
Treatment	16696	0.104	0.306	0	1
Post×Treatment	16696	0	0.153	0	0.448
Boardsize	16696	8.911	1.759	4	18
IDrate	16696	0.367	0.0531	0.0909	0.750
ROA	16696	0.0272	0.0649	-0.249	0.240
LEV	16696	0.535	0.230	0.0740	1.469
EPS	16696	0.236	0.623	-6.860	17.53
dual	16696	1.811	0.428	0	2
TOP1	16696	34.34	15.10	0.290	89.99
Sbalance	16696	0.698	0.683	0	6.774
SOE	16696	0.587	0.492	0	1
SEOC	16696	5.809	8.152	0	45.49

AGE	16696	16.18	4.648	2	36
Intmtshare	16696	7.748	6.532	0	21.46
LNsize	16696	21.76	1.175	18.59	24.70

表 5 各变量的描述性统计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
tisp	1								
disp	0.980***	1							
p	0.267***	0.284***	1						
treat	0.032***	0.00100	0	1					
boardsize	0.015*	0.0120	-0.052***	0.104***	1				
idrate	-0.014*	-0.015*	0.046***	0.015*	-0.375***	1			
roa	0.019**	-0.029***	-0.048***	0.158***	0.00200	-0.025***	1		
level	-0.043***	-0.030***	-0.040***	-0.035***	0.088***	0.00100	-0.359***	1	
growth	-0.00100	0.00100	0	-0.00500	0.00100	-0.0100	0.00500	0.00500	1
eps	0.040***	-0.00600	-0.022***	0.199***	0.026***	-0.019**	0.667***	-0.171***	0.00400
dual	-0.00800	-0.0100	-0.016**	0.018**	0.126***	-0.074***	0.0120	0.0110	0.00700
top1	0.076***	0.082***	-0.020**	0.042***	0.029***	0.0110	0.102***	0.038***	0.018**
sbalance	0.070***	0.045***	0.042***	0.00700	0.061***	-0.019**	0.029***	-0.057***	-0.00900
soe	0.057***	0.060***	-0.027***	0.023***	0.190***	-0.040***	-0.061***	0.075***	0.0130
lqfl	0.117***	0.116***	-0.018**	0.020***	0.046***	-0.094***	0.032***	0.00600	-0.0110
age	0.196***	0.222***	0.323***	0.033***	-0.086***	0.045***	-0.060***	0.072***	0.030***
Intmtshare	0.014*	-0.0120	0.038***	0.076***	0.037***	-0.0120	0.107***	-0.083***	0.00500
lnsize	0.124***	0.102***	0.161***	0.326***	0.216***	0	0.065***	0.208***	-0.00600
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
eps	1								
dual	0.0120	1							
top1	0.115***	0.117***	1						
sbalance	0.035***	-0.056***	-0.642***	1					
soe	-0.021***	0.173***	0.259***	-0.229***	1				

lqfl	0.032***	0.032***	0.119***	-0.080***	-0.234***	1			
age	-0.035***	-0.0100	-0.154***	0.052***	-0.018**	-0.045***	1		
Intmtshare	0.071***	-0.060***	-0.206***	0.201***	-0.228***	-0.059***	-0.038***	1	
Insize	0.185***	0.116***	0.316***	-0.134***	0.242***	0.055***	0.046***	0.121***	1

(二) 回归统计结果与分析

针对假设1的检验实质上检验的是在引入卖空机制前后实验组与控制组的机构投资者持股比例变化是否存在显著差异，为此我们采用模型（1）、（2）回归统计，在检验中首先控制了年度和行业的固定效应，其结果见表6。从表6可以看出，无论是总体机构投资者还是独立性机构投资者作为解释变量，解释变量Treatment × Post的回归系数分别在在10%和1%的水平下显著为正。也就是说，在引入卖空机制后，与控制组样本相比，处理组中的融资融券标的企业在平均意义上的机构持股比例较于控制组都增加了，即符合偏好假说。

表6

	TISP	IDISP
p	0.435	-0.340
	(1.623)	(0.263)
treated	0.746**	-0.394
	(2.097)	(0.340)
p*treated	1.104*	2.942***
	(1.707)	(0.615)
boardsize	0.247***	0.325***
	(3.378)	(0.072)
idrate	-4.381**	-4.983**
	(-2.183)	(1.954)
roa	2.987	-5.089**
	(1.212)	(2.366)
level	0.480	0.331
	(0.953)	(0.499)
growth	0.000***	0.000***
	(3.206)	(0.000)
eps	0.703**	0.183

	(2.164)	(0.294)
dual	-0.848***	-0.951***
	(-3.364)	(0.244)
top1	0.190***	0.192***
	(18.112)	(0.010)
sbalance	3.734***	3.069***
	(17.208)	(0.207)
soe	4.878***	4.602***
	(20.335)	(0.234)
lqfl	0.354***	0.340***
	(21.595)	(0.016)
age	0.091***	0.157***
	(3.618)	(0.024)
Intmtshare	0.014	-0.023
	(0.827)	(0.017)
lnsize	-0.584***	-0.815***
	(-5.729)	(0.101)
year	yes	yes
industry	yes	yes
C	6.089***	7.540***
	(2.652)	(2.266)
Observations	16,696	16,696
R2	0.095	0.496
F	472.519	485.327

(三) 稳健性检验：替代性解释

Bushee (2001) 认为勤勉型的机构投资者有比较集中的持股比例及较低周转率，他们花费较多的资源和精力对投资公司进行研究，从而对投资公司的管理层进行了约束。当机构投资者对融资融券标的的持股比例集中提高时，会同时带来换手率的降低，因为这样会降低交易成本以及增强对公司的关注度。我们将这种情况概括为股东稳定假说。为了验证这种假说，我们用换手率替代机构持股比例进行研究设计，模型如下：

$$\text{Turnover} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treatment}_i \times \text{Post}_t + \alpha_2 \text{CV}_i + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \epsilon_i, t$$

从表7中可以发现，在换手率的回归模型中，Treatment×Post 的回归系数在10%的水平上显著为负，表明换手率确实降低了，符合股东稳定假说。由此可见，本文的研究结论可靠，融资融券制度的实施确实影响了机构投资者的持股行为。

表 7

p	-1.295***
	(-70.970)
treat	0.027
	(0.754)
Treatment×Post	-0.107*
	(-1.672)
boardsize	-0.016***
	(-2.970)
idrate, Winsorized fraction .01	-0.217
	(-1.179)
roa, Winsorized fraction .03	-0.314
	(-1.047)
level, Winsorized fraction .07	0.153***
	(2.637)
growth	0.000
	(0.061)
eps	0.021
	(0.693)
dual	0.009
	(0.388)
top1	-0.014***
	(-13.969)
sbalance	-0.188***
	(-9.379)
soe	-0.069***

	(-3.123)
lqfl	-0.004***
	(-3.823)
age	-0.033***
	(-13.570)
Intmtshare	0.008***
	(5.074)
Insize, Winsorized fraction .05	-0.169***
	(-14.653)
year	
industry	
_cons	4.757***
	(19.916)
Number of observations	16,696
Adjusted R2	0.529
F	863.066
note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

五、结论和政策建议

早在融资融券制度试点之初,证监会就曾预期 融资融券制度的推出会对我国资本市场建设发挥 4 大基本功能:价格发现功能、市场稳定功能、流动性增强功能、风险管理功能。这些功能重点体现了融资融券制度对市场定价效率的短期影响。而本文另辟新径,切入机构投资者视角,分析了融资融券制度的实施对机构投资者对公司持股偏好的特点。研究发现:融资融券制度显著影响了机构投资者的持股偏好,使机构投资者更偏向于融资融券标的这些本身优质型企业,且降低了换手率,更安定的发挥了价值投资的作用,能够更好的发挥机构投资者监督大股东和公司管理层的行为,即机构投资者对于融资融券标的公司具有“偏好假说”而非“规避假说”,卖空机制具有显著的激发机构投资者的公司治理作用。

本文研究结论具有重要的政策启示:在2015年下半年以来,中国资本市场频繁爆发的千股集体跌停的股灾现象使得不少公司的股票价格“腰斩”,而融资融券本身自带的杠杆功效更是令部分投资者损失惨重。在融资融券制度下,定价效率提升,势必带来一些股价虚高的但无业绩支撑的公司股票持续下跌。这时机构投资者必须重新审视投机与价值投资的成本和收益。由于机构投资者对所谓“白马股”的偏好,最先接近“股灾”发生前价格的公司大部分还是融资融券标的公司。由此可见,我国政府应该继续推进卖空制度的建设,使股票价格能够围绕其真实价值波动,减少市场上的投机行为以及股票崩盘风险。在此基础上,一些基础性

金融衍生工具如股票期权等也可以考虑被引进,推进多层次的市场卖空机制的构建和市场体系。这对我国资本市场和上市公司的长期发展具有重要的战略价值。

参考文献

- [1] Wahal S, McConnell J J. Do institutional investors exacerbate managerial myopia? [J]. Journal of Corporate Finance, 2000, 6(3): 307-329.
- [2] 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.
- [3] Cheng C S A, et al. Institutional monitoring through shareholder litigation [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(3): 356-383.
- [4] 蔡庆丰, 宋友勇. 超常规发展的机构投资者能稳定市场吗?——对我国基金业跨越式发展的反思[J]. 经济研究, 2010(1):90-101.
- [5] 薄仙慧, 吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应:盈余管理视角[J]. 经济研究, 2009(2):81-91.
- [6] Miller E M. Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion[J]. Journal of Finance, 1977, 32(4):1151-1168.
- [7] Chang E C, Luo Y, Ren J. Short-selling, margin-trading, and price efficiency: Evidence from the Chinese market[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 48(C):411-424.
- [8] 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.
- [9] 古志辉, 郝项超, 张永杰. 卖空约束、投资者行为和 A 股市场的定价泡沫[J]. 金融研究, 2011(2):129-148.
- [10] 廖士光. 融资融券交易价格发现功能研究——基于标的证券确定与调整的视角[J]. 会计与经济研究, 2011, 25(1):67-76.
- [11] 许红伟, 陈欣. 我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗?——基于双重差分模型的实证研究[J]. 管理世界, 2012(5):52-61.
- [12] 陈晖丽, 刘峰. 融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角[J]. 会计研究, 2014(9):45-52.
- [13] 陈晖丽, 刘峰. 融资融券的治理效应研究——基于会计稳健性的视角[J]. 中国会计评论, 2014(3):277-294.
- [14] Zhang G. Accounting Information, Capital Investment Decisions, and Equity Valuation: Theory and Empirical Implications[J]. Journal of Accounting Research, 2000, 38(2):271-295.
- [15] 顾乃康, 周艳利. 卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验[J]. 管理世界, 2017(2):120-134.
- [16] 权小锋, 尹洪英. 中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验[J]. 管理世界, 2017(1):128-144.
- [17] Panousi V, Papanikolaou D. Investment, Idiosyncratic Risk, and Ownership[J]. Journal of Finance, 2012, 67(3):1113-1148.

- [18] 魏明海, 黄琮宇, 程敏英. 家族企业关联大股东的治理角色——基于关联交易的视角[J]. 管理世界, 2013(3):133-147.
- [19] Cornett M M, Marcus A J, Saunders A, et al. The impact of institutional ownership on corporate operating performance[J]. Journal of Banking & Finance, 2007, 31(6):1771-1794.
- [20] Xia Chen, Jarrad Harford, Kai Li. Monitoring: Which institutions matter? ☆[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86(2):279-305.
- [21] Ruiz-Mallorquí M V, Santana-Martín D J. Dominant institutional owners and firm value[J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(1):118-129.
- [22] 罗党论, 唐清泉. 大股东利益输送与投资者保护--一个分析框架[J]. 管理科学, 2005, 18(5):75-79.
- [23] 张敏, 冯虹茜, 张雯. 机构持股、审计师选择与审计意见[J]. 审计研究, 2011(6):82-88.
- [24] 张俊瑞, 白雪莲, 孟祥展. 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, 2016(6):176-192.
- [25] 徐枫, 王力. 内幕交易“借道”融资融券治理[J]. 中国金融, 2014(20):80-81.
- [26] Callen J L, Khan M, Lu H. Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns[J]. Contemporary Accounting Research, 2013, 30(1):269-295.
- [27] Bushee B J. Do Institutional Investors Prefer Near-Term Earnings over Long-Run Value?[J]. Social Science Electronic Publishing, 1999, 18(2):207-246.