

融资融券对上市公司治理影响的研究^①

陆瑶¹, 彭章¹, 冯佳琪²

(1. 清华大学经济管理学院, 北京 100084; 2. 清华大学五道口金融学院, 北京 100084)

摘要: 以融资融券机制推出为背景, 运用我国内地 A 股市场上上市公司为样本, 研究了融资融券对上市公司治理水平的影响。回归结果显示, 成为融资融券标的后, 上市公司高管离职与高管薪酬对于公司绩效的黏性均有提高, 表明融资融券可以作为外部公司治理机制。机制检验显示融资融券是通过促进公司信息释放而提升公司治理水平的。进一步分析显示, 当公司面临行业竞争压力较小或面临财务约束时, 融资融券对于公司治理的促进作用更加明显。最后, 将融资和融券分开分析, 发现融资机制和融券机制均对公司治理有提升作用, 证明了融资融券机制可以提高资本市场对企业的监督, 促进企业信息释放, 从而提高上市公司治理水平。

关键词: 融资融券; 公司治理; 高管离职; 高管薪酬

中图分类号: F272; F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)11-0092-20

0 引言

融资融券交易制度, 是指投资者向证券公司提供担保物, 借入资金以买入证券(融资交易)或借入证券并卖出(融券交易)的交易方式。在发达国家, 这是项普遍且成熟的制度, 它能提高证券市场流动性, 提高定价效率, 并起到稳定市场的作用。2010年3月31日, 我国内地融资融券交易试点正式启动, 它的出现将卖空机制引入市场, 标志着单边市时代的结束。之后短短6年间, 融资融券迅速发展, 标的证券数量由初期的90支(其中上证50支、深证40支)扩展到2017年3月17日的950支(其中上证525支、深证425支)^②。尽管如此, 与此类业务开展较早的国家相比, 我国内地融资融券标的证券的发展空间依然巨大, 目前我国内地标的证券占A股市场股票总数不足30%, 而在美国和日本这一比例分别达到50%、70%以上^[1]。

国际上关于融资融券的研究发现融资融券制度有助于提高资本市场定价效率^[2], 减少上市公司盈余管理和财务造假^[3], 提升公司内部治理^[4], 但也可能加剧市场的波动^[5]。国际上相关研究主要集中在成熟市场, 对新兴市场研究较少。然而, 与发达国家市场不同, 一方面, 我国内地上市公司治理水平较差、投资者信息挖掘能力较弱, 这使得融资融券对公司治理的提升作用可能更强; 另一方面, 由于我国内地证券市场的秩序不如成熟市场、相关监管措施也不完善, 很可能出现恶意做空等现象, 这又使得融资融券机制难以发挥作用。因此, 通过实证数据检验我国内地融资融券机制对公司治理的作用是有必要的。目前国内学者对于融资融券的研究主要集中在股票市场方面, 发现融资融券能够起到提高股票定价效率^[6]、提高股票流动性^[7]、降低股票波动率^[8]及特质性波动^[9]等作用, 但是从公司行为的角度对

① 收稿日期: 2016-10-24; 修订日期: 2018-05-05.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71722001); 清华大学自主科研计划课题资助项目(2015THZWY09).

作者简介: 陆瑶(1978—), 女, 北京人, 博士, 副教授. Email: luyao@sem.tsinghua.edu.cn

② 数据来源于上海证券交易所网站和深圳证券交易所网站.

融资融券机制的研究较少,融资融券机制对公司治理的影响尚不明晰。因此,本文从公司治理角度出发,探究成为融资融券标的是否会对上市公司高管离职对公司绩效黏性和高管薪酬对公司绩效黏性这两个反映公司治理水平的重要指标产生影响。

本文以 2006 年—2014 年(除 2010 年)我国内地 A 股市场的 2 362 家上市公司作为研究样本,考察了融资融券对于公司治理的影响。实证结果显示,公司成为融资融券标的后,其高管离职、高管薪酬对公司绩效的黏性均增强,这说明融资融券机制显著提高了上市公司治理水平。通过机制检验本文发现融资融券可以通过降低信息不对称程度从而提升公司治理水平。接下来,进一步探究融资融券在不同环境下的作用,本文发现在公司行业竞争压力较小、或存在财务约束时,融资融券对公司治理水平的促进作用更加明显、融资融券的治理作用更强。此外,分别检验融资机制与融券机制对公司治理的作用后,发现融资机制和融券机制都可以提升公司治理水平。最后,进行稳健性检验:在考虑了样本选择性偏差和混杂效应的情况下,融资融券对上市公司治理水平提高作用依然显著;在更换了公司治理衡量指标、公司绩效衡量指标和样本区间后,主要结论依然成立。

本文的主要工作:1) 以往对于融资融券的讨论主要集中在股票市场方面,基本上关注融资融券对股价^[2,6,10]、股票流动性^[7]和波动率^[8,9]的影响,而很少探讨融资融券对公司基本面的影响,本文研究了融资融券对公司治理的作用,补充了融资融券机制在公司外部监管方面作用的研究。2) 我国目前公司治理文献的研究对象主要为董事会^[11]、控股股东^[12]、管理者^[13,14]、政府机构^[15,16]等,本文则将证券市场交易制度与公司治理联系起来,在一定程度上丰富了关于对公司治理水平影响因素研究的文献;3) 国外相关文献绝大多数仅关注发展成熟的证券市场,缺乏对新兴市场的研究,本文则对我国内地 A 股市场进行研究,有助于学术界进一步了解融资融券机制在新兴市场中所发挥作用。此外,在政策实践上,本文

的结论有助于相关部门认识证券市场交易制度对公司治理的影响,为融资融券交易制度的推进和公司治理法律法规的制定提供一定的理论参考。

1 文献综述与研究假设

1.1 文献综述

1.1.1 融资融券相关研究

国外学者关于融资融券的研究主要集中在“融券”即“放松卖空管制”上,大量文献从信息释放角度对卖空管制的影响进行研究。Miller^[2]研究认为卖空管制的存在使得负面私有信息难以在股价中充分反映,导致股价高估。Diamond 和 Verrecchia^[10]认为卖空管制消除了部分知情交易,从而减缓了股价对私有信息(特别是坏消息)的调整速度。大量的实证研究也为上述理论提供了证据。Bris 等^[17]发现允许卖空时负面消息能够更快地融入股价。Karpoff 和 Lou^[18]发现卖空者能够帮助揭露企业财务造假行为并通过交易使得价格趋向基本价值。由于允许卖空可以促使负面信息更快、更准地被揭示,公司造假、盈余管理行为也会相应减少^[3,4]。此外,卖空机制还可以促进公司创新^[19]、促使公司运用股票期权激励高管^[20]。国外文献对于卖空机制的研究较为深入全面,但这些文献绝大多数以成熟市场为研究对象,而我国内地证券市场上投资者以散户为主,信息挖掘能力较差,加之上市公司治理水平普遍较低,融资融券机制的引入能否提高我国内地上市公司的治理水平?这个问题需要用实际数据进行检验。此外,我国相关监管机制尚不完善,可能发生恶意做空现象,仍需探究融资融券机制能否在这样的情况下发挥作用。

由于融资融券交易在我国内地开展较晚,相关文献有限,且大多仅关注其对于股票市场的影响。陈国进和张贻军^[21]发现在存在卖空限制时,投资者异质信念越大,市场暴跌概率越大。故推出融资融券交易有助于证券市场稳定。陈海强和范云菲^[8]区分了“融资”和“融券”两种作用,发现融资交易降低市场波动率,而融券交易则会提高。刘

焯等^[22]研究了融资融券余额变化的动态影响,发现融资融券余额变动没有即时增加市场波动性及暴涨暴跌的频繁性,但可以预测暴涨暴跌的不对称性。俞红海等^[21]则发现融资交易可以预测正的未来收益、提高未来股价崩盘风险;融券交易可以预测负的未来收益、降低未来股价崩盘可能性。李科等^[6]发现卖空限制导致不能被卖空的股票被高估,而融资融券有助于矫正股价,提高定价效率。肖浩和孔爱国^[9]发现融资融券可通过降低噪声交易、提升信息传播速度、降低公司盈余操纵和投资者信息不对称程度,进而降低股价特质性波动。对于融资融券在公司内部管理方面的作用,相关研究较少,目前只有陈晖丽和刘峰^[24, 25]发现融资融券可抑制盈余管理、提高会计稳健性。另外,部分研究认为融资融券的作用有局限性,许红伟和陈欣^[26]发现融资融券对定价效率的改善较弱,不能抑制股价暴涨、收益率尖峰现象。虽然目前我国关于融资融券的研究越来越多,但是仍然缺乏从公司行为角度对融资融券机制的探讨。

1.1.2 公司治理相关研究

公司治理是公司金融研究的重要话题。现代企业的所有权与控制权分离,在存在信息不对称的情况下,管理者为谋求自身利益会做出有损股东的行为,如何解决这种权分离下的代理问题、降低代理成本是公司治理的核心问题。目前,国内外学者关于公司治理影响因素的研究主要集中在股权结构^[27]、股东性质及行为^[12, 28, 29]、董事会独立性^[11, 30]、高管薪酬机制^[13, 14]、媒体外部监督^[31]、法律法规^[32]等方面。

公司治理水平能体现在很多方面。高管离职对公司绩效黏性和高管薪酬对公司绩效黏性是两个重要维度。合同经济学理论指出给管理者的最优合约应与产出相关,大量实证研究也支持高管离职和薪酬与绩效相关能够起到激励和控制管理者的效果^[33, 34],但实际上,在公司治理水平较差的公司,高管的薪酬并不会由于表现不佳而大幅下降,也不会因此被辞退。故很多文献^[35, 36]都将高管离职、高管薪酬对绩效的黏性看作衡量公司治理水平的重要指标。

1.2 研究假设

1.2.1 融资融券对上市公司治理水平的影响

由于我国内地监管部门对于上市公司信息披露的要求有限,加之投资者识别真伪的能力不足,使得公司管理层有机会抑制负面信息的公开传播,并对财务信息进行包装,夸大其盈利经营水平^[37],投资者与公司管理者之间的信息不对称程度很高,代理问题严峻。

融资融券则可以通过促进投资者对公司私有信息的挖掘、加快信息反映在股价的速度^[2, 10, 17]而提升公司治理。首先,融资融券的推出为市场引入了卖空机制,卖空型投资者信息挖掘与分析能力更强^[38],并且有很大激励攻击经营不善的企业以赚取利益,而且投资者抛出股票不仅会使得股价进一步下挫,也会对企业的市场声誉产生负面效应,影响散户的投资选择^[28],故融券卖空机制可以促进公司负面信息的挖掘,导致股价下跌。其次,融资机制的推出使得投资者杠杆率上升,当融券机制引起股价下跌后,利用融资交易的投资者对负面信息的反应更加敏感,从而导致卖空型投资者带来的股价下跌更强烈。最后,融资机制也为投资者提供了充足的资金,使得投资者在有利好私人信息时可以较少受资金的约束,从而使股价对利好消息的反应更加充分。

因此,从管理者角度来看,融资融券会给管理者带来卖空压力,从而约束其行为。引入融资融券促进了投资者对负面信息的挖掘和反应,这在一定程度上削弱了公司对于负面信息的管控,并增加了管理层做出错误决策的成本,使其在经营上更为谨慎。从股东角度来看,当公司成为融资融券标的后,大股东更有动力提升公司治理水平。一方面,利好消息带来的股价上升更加充分,大股东提升公司治理水平的收益增加,另一方面,在公司经营不善时,大股东更难以利用负面私有信息获利,故他们更有动力监督管理者,提升公司治理。

具体地,在高管离职和高管薪酬方面,当融券机制存在时,卖空型投资者会挖掘出管理者防御、管理者薪酬过高等负面信息,且市场对于这些负面信息反应更加快速准确,使得大股东制定低效

管理层激励机制的成本上升。融资机制的存在也使得高效的管理层激励机制能更加充分反映在股价上,提高大股东制定高效激励机制的收益。这两方面作用均可促使大股东采取更高效(即与公司绩效相关度更高)的激励机制。此外,由于融资融券机制使得市场能够更好地反应管理者的表现,股东和董事会能够根据市场信息对管理者绩效进行判断,有助于董事会更有效地制定管理者薪酬、判断现任管理者是否能够胜任其职位,进而提升高管激励机制的有效性。

基于上述分析,提出假设 1。

假设 1 融资融券可以通过促进信息释放、降低信息不对称程度,提高标的公司的公司治理水平。

1.2.2 融资融券对公司治理影响的异质性分析

融资融券机制作为通过增强公司信息透明度而提升公司治理水平的外部治理机制,其作用会受到一系列环境因素和公司自身因素的影响。

行业竞争度会影响融资融券的治理作用。一方面,产品市场的竞争给公司管理者带来压力,促使管理者提高公司治理^[39],故处在竞争度较高行业的企业本身公司治理较好,融资融券对公司治理的提升作用较为有限;另一方面,当产品市场竞争度更高时,跟随的分析师更多,分析师预测的准确度越高^[40],故企业处在竞争的行业中,信息透明度越大^[4],融资融券能够起到的作用相对较小。由此提出假设 2。

假设 2 当面临的行业竞争压力较小时,成为融资融券标的更能提高公司治理水平。

除外部因素外,企业内部的资金状况也会影响融资融券对公司治理的促进作用。管理者错误决策会使得股价下跌、公司价值下降,这导致公司融资成本上升、再融资难度增大,而卖空机制的存在可以放大企业错误决策的影响,使得企业再融资难度更大^[4]。资金状况比较紧张的企业更加依赖于外部融资^[41],故对于资金紧张、融资约束高的企业,存在融资融券时,股东更有激励提高公司治理,以减少错误决策的发生。由此提出假设 3。

假设 3 对于资金状况紧张、融资约束高的公司,融资融券对公司治理的促进作用更明显。

2 研究设计

2.1 数据来源及样本描述

本文样本为 2006 年—2014 年(除 2010 年)沪深两市 A 股上市公司数据。选取 2006 年至 2014 年为样本区间是为了保证在实施融资融券机制前后样本的对称性。除去 2010 年的样本是因为融资融券交易在 2010 年 3 月试点,其效果难以在 2010 年体现。剔除了金融行业、净资产为负和变量缺失的样本,共得 8 年间 2 362 家不同上市公司的 15 199 条观测数据。

融资融券各批次公司名单来自上海证券交易所、深圳证券交易所公开披露的融资融券扩容公告,上市公司管理层薪酬、前三大高管薪酬、CEO 薪酬来自锐思金融数据库(RESSET),其余变量均从国泰安数据库(CSMAR)中获得。

表 1 列出了本文所使用的样本描述,可以看出,自 2010 年来,融资融券交易发展迅速

表 1 样本描述

Table 1 Sample description

年份	融资融券标的公司 [*] 合计	上市公司合计	融资融券标的占比(%)
2006	0	1 325	0
2007	0	1 435	0
2008	0	1 487	0
2009	0	1 635	0
2011	65	2 233	2.91
2012	211	2 361	8.94
2013	463	2 361	19.61
2014	643	2 362	27.22
总计	1 382	15 199	9.09

注: * 只有在本年度作为融资融券标的超过 6 个月的公司才计入统计因为融资融券的影响难以在短时间体现。

2.2 变量构造

2.2.1 融资融券变量

参考陈晖丽和刘峰^[24 25]的研究方法,本文定义虚拟变量 *List*,用来衡量公司股票当年是否为融资融券标的。根据沪深交易所官方网站所公开披露的扩容公告,如果公司当年作为融资融券标的且时间超过6个月,则 *List* 赋值为1,否则赋值为0。

此外,借鉴陈海强和范云菲^[8]的作法,在分别估计融资机制和融券机制的影响时,运用融资余额比例(*MT_ratio*,即融资余额/成交金额)和融券余额比例(*SS_ratio*,即融券余额/成交量)分别衡量融资机制、融券机制的影响。由于融资交易与融券交易的规模相差很大,为了使两个回归系数可比,对这两个指标均进行了标准化处理。

2.2.2 公司治理变量

前人研究表明高管离职对公司绩效黏性提高和高管薪酬对公司绩效的黏性提高都是公司治理结构改善的表现,因此本文选择这两个指标来衡量融资融券对于公司治理水平的影响。相关变量的构造如下文所示。除此之外,本文还使用公司治理指数与公司投资效率作为公司治理的衡量方式进行稳健性检验。

1) 高管离职 借鉴 Huson 等^[42]的研究,定义虚拟变量 *Turnover* 来衡量高管(这里指总经理)是否离职。如果该年份公司存在总经理离职时赋值为1,否则为0。

2) 高管薪酬 借鉴唐松和孙铮^[16]等相关文献,运用管理层总薪酬(*ExeCom*)、前三名高管薪酬(*ExeCom3*)和总经理薪酬(*CEOCom*)作为衡量指标。为了避免通货膨胀的影响,以2000年为基准,用CPI对数据进行了调整。

3) 公司绩效 借鉴杜兴强和王丽华^[43]的研究,主要使用净资产收益率(*ROE*)作为公司绩效的衡量指标,并运用股票收益率作为另一衡量指标进行稳健性检验。

2.2.3 信息不对称变量

本文构建了两个衡量公司信息不对称程度的代理变量。

首先,借鉴李莉等^[44]的研究,运用 Amihud^[45]提出的非流动性比率指标作为信息不对称程度的第一个代理变量。由于非流动比率的偏度较大,本文对非流动比率取自然对数(*ILL*)以使其更符合正态分布。计算公式为

$$ILL_{i,t} = \ln \left(\frac{1}{D_{i,t}} \sum_{k=1}^{D_{i,t}} \sqrt{\frac{|r_{i,t}(k)|}{V_{i,t}(k)}} \right)$$

其中 $r_{i,t}(k)$ 表示 i 企业 t 年度第 k 个交易日的股票收益率; $V_{i,t}(k)$ 表示当日成交金额; $D_{i,t}$ 表示当年交易天数。Amihud^[45]认为,如果一家公司信息对称性越强,其股票流动性也就越好,单位成交量对价格造成的变化就越小,该指标数值越小。

其次,以往研究显示^[46],公司信息透明度越高,分析师预测越一致。故分析师预测的一致性可以作为衡量公司信息不对称程度的指标。借鉴Lang和Lundholm^[46],运用分析师对公司该会计期末的市盈率预测值的标准差衡量分析师预测的分散性,同样,对标准差取自然对数(*AnaSD*)以使其更符合正态分布。具体计算公式为

$$AnaSD_{i,t} = \ln \left[\frac{1}{N_{i,t} - 1} \sum_j (PE_{Fi,j,t} - \overline{PE_{Fi,t}})^2 \right]$$

其中 $PE_{Fi,j,t}$ 为 t 年分析师 j 对公司 i 市盈率的预测, $\overline{PE_{Fi,t}}$ 为 t 年所有分析师对公司 i 市盈率预测值的均值, $N_{i,t}$ 为 t 年对公司 i 进行预测的分析师总数。*AnaSD* 数值越大,分析师预测越不一致,说明公司信息不对称程度越高。

2.2.4 控制变量

参照研究相关问题的文献中对于控制变量的选取,本文控制如下变量:公司规模(*Size*),上市时间(*Age*)、资产负债率(*Lev*)、无形资产占总资产比例(*IntaAsset*)、独立董事占董事会总人数的比例(*BoardInd*)、董事会人数的自然对数(*Board-Size*)、第一大股东持股比例(*OwnSh*)、公司是否为国企(*Soe*)。

为了避免极端值的影响,对公司层面的连续变量均进行了1%的缩尾处理。表2列出了本文所使用的变量名称及定义。

表 2 变量定义
Table 2 Definitions of variables

变量类型	变量	变量定义
融资融券变量	List	虚拟变量, 当公司作为融资融券标的时赋值为 1, 否则为 0
	MT_ratio	融资余额比例 融资余额 / 成交金额, 进行标准化处理
	SS_ratio	融券余额比例 融券余额 / 成交量, 进行标准化处理
公司治理相关变量	Turnover	虚拟变量, 当公司存在 CEO 离职时赋值为 1, 否则为 0
	ExeCom	CPI 调整后的当年管理层薪酬总额, 单位为百万元人民币
	ExeCom3	CPI 调整后的当年管理层前三位高管薪酬总额, 单位为百万元人民币
	CECom	CPI 调整后的当年总经理薪酬, 单位为百万元人民币
	ROE	净资产收益率 当年净利润 / 所有者权益
	InvEff	投资效率, 计算方式见下文
	OverInv	虚拟变量, 当公司出现过度投资时赋值为 1, 否则为 0
信息不对称变量	GIndex	公司治理指数, 计算方式见下文
	ILL	非流动比率的自然对数, 计算方式见上文
控制变量	AnaSD	分析师预测的分散程度, 计算方式见上文
	Size	年末总资产取自然对数
	Age	公司上市时间, 即当年年份减上市年份加 1, 取自然对数
	Lev	年末资产负债率, 为总负债 / 总资产
	IntaAsset	年末无形资产率, 为无形资产 / 总资产
	BoardInd	年末独董比例 独立董事人数 / 董事会总人数
	BoardSize	董事会人数的自然对数
	OwnSh	年末股权集中度, 第一大股东持股 / 总股份
其他变量	Soe	虚拟变量, 当公司为国企* 时赋值为 1, 否则为 0
	Mon	虚拟变量, 当公司为行业垄断** 时赋值为 1, 否则为 0
	HHI	公司所属行业的赫芬达尔指数***
	FCF	公司自由现金流与总资产之比
	StkReturn	股票收益率
Salegr	公司销售收入增长率	

注: * 这里国企的定义为实际控制人为国有背景的公司。

** 这里的垄断行业定义为被政府强烈干预的行业, 包括电力、自来水、煤气、煤炭、石油、钢铁、有色金属、航空航天、采盐、烟草、铁路、电信、邮政和金融行业。

*** 赫芬达尔指数的计算方式为 $HHI_t = \sum_{i=1}^k \left(\frac{sales_{i,t}}{\sum_{j=1}^k sales_{j,t}} \right)^2$ 其中 $sales_{i,t}$ 指公司 i 在 t 年的销售额 k 为该行业上市公司的数量。HHI 数

值越大, 行业集中度越高、垄断程度越高。

2.3 变量描述性统计及相关性分析

表 3 列出了本文所使用的主要变量的描述性统计。由表 3.1 可以看到, 本文 15 199 个观测值中 9.1% 是融资融券标的, 18% 的公司年度发生了高管离职。在表 3.2 中, 进一步比较了融资融券标的公司与非标的公司、公司在成为融资融券前

后主要因变量均值的差异。可以看到, 无论是相较于非融资融券标的公司还是成为融资融券标的之前的指标, 公司成为融资融券标的之后, 其非流动比率(ILL)和分析师预测分散度(AnaSD)都有显著降低, 这在一定程度上可以说明, 融资融券可以降低公司信息不对称程度。

表3 变量描述性统计

Table 3 Summary statistics

表3.1 总体样本

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>List</i>	15 199	0.091	0.288	0	0	1
<i>Turnover</i>	15 199	0.180	0.385	0	0	1
<i>ExeCom</i>	15 137	2.947	2.520	0.177	2.231	17.765
<i>ExeCom3</i>	15 199	0.832	0.873	0.041 2	0.832	6.069
<i>CEOCom</i>	14 913	0.399	0.128	0.000	0.306	2.580
<i>ROE</i>	11 653	0.067	0.149	-0.854	0.072	0.581
<i>ILL</i>	14 913	-7.329	1.048	-9.903	-7.335	-3.953
<i>AnaSD</i>	11 066	2.321	0.998	0.459	2.164	5.663
<i>MT_ratio</i>	15 199	0	1	-0.283	-0.283	5.180
<i>SS_ratio</i>	15 199	0	1	-0.239	-0.239	6.891
<i>Size</i>	15 199	7.898	1.337	-1.501	7.754	14.693
<i>Age</i>	15 199	2.569	0.434	0.000	2.639	3.611
<i>Lev</i>	15 199	0.460	0.211	0.105	0.466	0.824
<i>IntaAsset</i>	15 199	0.043	0.041	0.000	0.032	0.152
<i>BoardInd</i>	15 084	0.367	0.052	0.250	0.333	0.556
<i>BoardSize</i>	15 199	2.427	0.319	1.609	2.398	3.219
<i>OwnSh</i>	15 199	0.363	0.153	0.091	0.344	0.754
<i>Soe</i>	15 199	0.484	0.500	0	0	1

表3.2 主要因变量的均值比较

变量	融资融券标的均值* (A)	非融资融券标的均值** (B)	成为标的之前均值*** (C)	A - B	A - C
<i>Turnover</i>	0.185	0.180	0.178	0.005	0.008
<i>ExeCom</i>	5.575	2.684	3.520	2.891***	2.055***
<i>ExeCom3</i>	1.854	0.990	1.241	0.864***	0.613***
<i>CEOCom</i>	0.663	0.373	0.470	0.290***	0.193***
<i>ROE</i>	0.088	0.065	0.102	0.023***	-0.014***
<i>ILL</i>	-8.731	-7.185	-7.662	-1.545***	-1.068***
<i>AnaSD</i>	2.196	2.338	2.350	-0.142***	-0.155***

注:* 这里用的样本为标的公司在成为融资融券标的后,即 *List* 等于1 的观测值。

** 这里用的样本包括标的公司在成为融资融券之前的观测值和从未成为融资融券标的的公司,即 *List* 等于0 的观测值。

*** 这里用的样本只包含融资融券标的公司在成为融资融券标的之前的观测值。

表4列出了主要因变量与 *ROE* 的相关系数。其中列A为融资融券标的样本, *ROE* 与 *Turnover*、*ExeCom*、*ExeCom3*、*CEOCom* 的相关系数分别为 -0.094、0.301、0.336、0.344; 列B为非融资融券标的样本, *ROE* 与 *Turnover*、*ExeCom*、*ExeCom3*、*CEOCom* 的相关系数分别为 -0.051、0.172、0.178、0.180; 列C为融资融券标的公司在成为标的之

前的样本, *ROE* 与 *Turnover*、*ExeCom*、*ExeCom3*、*CEOCom* 的相关系数分别为 -0.031、0.193、0.197、0.187。比较相关系数可以看出: 高管离职与公司绩效呈负相关, 高管薪酬与公司绩效呈正相关, 成为融资融券标的之后的公司相关性更大。这为“融资融券可提高高管离职对薪酬的黏性、提高高管薪酬对绩效的黏性”提供一定证据。

表 4 因变量与 ROE 相关系数

Table 4 ROE's correlation with dependent variables

因变量	A	B	C
Turnover	-0.094 ***	-0.051 ***	-0.031 *
ExeCom	0.302 ***	0.172 ***	0.193 ***
ExeCom3	0.336 ***	0.178 ***	0.197 ***

注: ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著。

2.4 研究方法及其研究模型

利用公司进入融资融券标的的名单这一准自然

$$\begin{aligned} Turnover_{i,t} = & \alpha + \beta_1 List_{i,t} \times ROE_{i,t} + \beta_2 ROE_{i,t} + \beta_3 List_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Age_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \\ & \beta_7 IntaAsset_{i,t} + \beta_8 BoardInd_{i,t} + \beta_9 BoardSize_{i,t} + \beta_{10} OwnSh_{i,t} + \beta_{11} Soe_{i,t} + Year_t + \\ & Firm_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln \frac{P(Turnover_{i,t} = 1)}{1 - P(Turnover_{i,t} = 1)} = & \beta_1 List_{i,t} \times ROE_{i,t} + \beta_2 ROE_{i,t} + \beta_3 List_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Age_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \\ & \beta_7 IntaAsset_{i,t} + \beta_8 BoardInd_{i,t} + \beta_9 BoardSize_{i,t} + \beta_{10} OwnSh_{i,t} + \beta_{11} Soe_{i,t} + \\ & Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

由于高管离职为虚拟变量,本文分别使用 OLS 与条件 Logit (Clogit) 模型进行估计。条件 Logit 模型是种非线性分类的统计方法,用于解决因变量为虚拟变量且自变量随着因变量不同而变化时的问题^③, $P(Turnover_{i,t} = 1)$ 即公司当年出现高管离职的概率。高管离职概率应当随着企业绩效的下滑而增加,因此高管离职应与公司绩效负相关,且负相关程度越大,即高管离职对公司绩效黏性越强,公司治理水平越高。

$$\begin{aligned} ExeCom_{i,t} = & \alpha + \beta_1 List_{i,t} \times ROE_{i,t} + \beta_2 ROE_{i,t} + \beta_3 List_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Age_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \\ & \beta_7 IntaAsset_{i,t} + \beta_8 BoardInd_{i,t} + \beta_9 BoardSize_{i,t} + \beta_{10} OwnSh_{i,t} + \beta_{11} Soe_{i,t} + \\ & Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

高管薪酬应当取决于公司绩效,高管薪酬与公司绩效的正相关程度越高,即高管薪酬对公司绩效黏性越大,公司治理水平越高。故若交叉项系数 β_1 显著为正,则表明融资融券显著提高了高管薪酬对于企业绩效的黏性。

3 基本研究结果

3.1 高管离职对公司绩效黏性

表 5 列 1、列 2 分别展示了模型 (1)、模型

实验。本文采取双重差分模型进行实证检验。成为融资融券标的的公司为实验组,从未被选入融资融券标的的公司为对照组。为了分别检验融资融券对高管离职对绩效黏性和高管薪酬对绩效黏性的影响,本文采取如下 3 个具体模型进行回归分析。

2.4.1 高管离职对公司绩效黏性

用模型 (1) 和模型 (2) 检验融资融券对于高管离职对公司绩效黏性的影响。

我们主要关注交互项 $List \times ROE$,在模型 (1)、模型 (2) 中,如果交叉项系数 β_1 显著为负,则表明融资融券显著提高了高管离职对于公司绩效的黏性。

各控制变量定义见表 2, $Year_t$ 表示年度固定效应, $Firm_i$ 表示公司固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。

2.4.2 高管薪酬对公司绩效黏性

用模型 (3) 检验融资融券对于高管薪酬与公司绩效黏性的影响。

(2) 的回归结果。ROE 的系数显著为负,表明随着企业绩效提高高管离职情况会减少。在两个回归中,交叉项 $ROE \times List$ 的回归系数均在 5% 的水平下显著为负,可以证明融资融券使得这种黏性增强,即成为融资融券标的后,上市公司的高管离职对公司绩效黏性增强。控制变量方面,上市时间越长、董事会独立性越强的公司高管离职的可能性越大,这与 Goyal 和 Park^[47] 的结论相同。

③ 条件 logit 模型不能识别截距项,一般将截距项设为 0。

表5 主要回归结果

Table 5 Main results

变量	Turnover		ExeCom	ExeCom3	CECOM
	1 OLS	2 Clogit	3 OLS	4 OLS	5 OLS
<i>ROE × List</i>	-0.229** (-1.979)	-1.567** (-2.165)	3.851*** (6.888)	1.342*** (6.268)	0.623*** (6.462)
<i>ROE</i>	-0.038 (-1.259)	-0.246 (-1.500)	0.607*** (7.691)	0.248*** (8.547)	0.117*** (8.587)
<i>List</i>	0.018 (0.972)	0.101 (0.868)	0.121* (1.662)	-0.002 (-0.070)	-0.031** (-2.493)
<i>Size</i>	-0.000 (-0.004)	-0.007 (-0.135)	0.739*** (19.997)	0.253*** (19.513)	0.091*** (15.730)
<i>Age</i>	0.166*** (4.963)	1.662*** (4.703)	-0.436*** (-3.525)	-0.209*** (-4.790)	-0.092*** (-4.274)
<i>Lev</i>	0.059 (1.572)	0.348 (1.472)	-0.263** (-2.127)	-0.156*** (-3.491)	-0.079*** (-3.815)
<i>IntaAsset</i>	-0.158 (-1.062)	-0.856 (-0.869)	-0.172 (-0.387)	-0.411** (-2.552)	-0.183** (-2.480)
<i>BoardInd</i>	0.279*** (2.595)	1.974*** (2.595)	-0.062 (-0.197)	-0.038 (-0.327)	-0.057 (-1.052)
<i>BoardSize</i>	0.516*** (24.168)	3.376*** (22.363)	0.336*** (5.334)	-0.001 (-0.040)	-0.031*** (-2.812)
<i>OwnSh</i>	0.079 (1.213)	0.558 (1.568)	-0.518** (-2.405)	-0.108 (-1.339)	-0.033 (-0.907)
<i>Soe</i>	-0.036 (-1.430)	-0.169 (-1.196)	-0.163* (-1.747)	-0.076** (-2.101)	-0.033** (-2.119)
常数项	-1.537*** (-13.888)	—	-3.125*** (-7.988)	-0.586*** (-4.204)	-0.052 (-0.781)
<i>Firm</i> 和 <i>Year</i> FE	是	是	是	是	是
观测数	15 083	10 494	15 025	15 083	14 810
调整/伪 R^2	0.082	0.085	0.801	0.774	0.708

注：括号内为 t 值 (OLS) 或 z 值 (Clogit) ,为避免异方差等问题,运用稳健标准误;***, ** 和 * 分别表示在 1% 5% 和 10% 的显著水平下显著。

3.2 高管薪酬对公司的绩效黏性

表5后3列报告了融资融券对高管薪酬对公司绩效黏性的影响。列3~列5分别为管理层薪酬总额 *ExeCom*、前三位高管薪酬总额 *ExeCom3* 以及 *CEO* 薪酬的回归结果。对于 *ExeCom*、*ExeCom3* 和 *CECOM* , *ROE* 的系数分别为 0.607、0.248 和 0.117 ,交叉项 *ROE × List* 的系数分别为 3.851、1.342 和 0.623 均在 1% 的水平下显著为正。这说明高管薪酬与企业绩效呈显著的正相关性,并且融资融券显著增强高管薪

酬对公司绩效的黏性。综上所述,成为融资融券标的后,高管离职与高管薪酬对企业绩效的黏性均增强。因此,融资融券提高了公司治理水平。

4 机制检验

为了验证融资融券机制是通过促进公司私有信息释放而提升公司治理水平,借鉴于蔚等^[48]的机制识别方法进行机制检验。

首先,运用模型(4)进行 OLS 回归检验融资融券对公司信息不对称程度的影响。

$$InfoAsym_{i,t} = \alpha + \beta_1 List_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 IntaAsset_{i,t} + \beta_6 BoardInd_{i,t} + \beta_7 BoardSize_{i,t} + \beta_8 OwnSh_{i,t} + \beta_9 Soe_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中 $InfoAsym_{i,t}$ 是公司 i 在 t 年信息不对称变量。

模型(4)的回归结果如表 6 列 1、列 2 所示。当因变量为非流动比率 ILL 时 $List$ 的系数为 -0.141 且在 1% 显著水平下显著,说明在成为融资融券标的之后,公司的非流动性比率下降。当因变量为分

析师预测分散程度 ($AnaSD$) 时, $List$ 的系数为 -0.161 在 1% 显著水平下显著,说明公司在成为融资融券标的后,分析师预测更趋于一致。这些结果表明,当公司成为融资融券标的之后,信息不对称程度下降。

表 6 融资融券治理效应的机制检验的影响

Table 6 Mechanism tests of margin trading and short selling's corporate governance effects

变量	<i>ILL</i>	<i>AnaSD</i>	<i>Turnover</i>	<i>ExeCom</i>
	1	2	3	4
<i>List</i>	-0.141 *** (-6.523)	-0.161 *** (-5.031)	0.099 (0.714)	-0.024 (-0.305)
<i>List × ROE</i>	—	—	-1.180 (-1.200)	3.084 *** (5.339)
<i>ILL</i>	—	—	-0.006 (-0.084)	-0.113 *** (-3.346)
<i>ILL × ROE</i>	—	—	0.360 (1.171)	-0.506 *** (-3.212)
<i>AnaSD</i>	—	—	0.028 (0.729)	-0.080 *** (-4.648)
<i>AnaSD × ROE</i>	—	—	0.243 (0.959)	-0.454 *** (-3.881)
<i>ROE</i>	—	—	1.669 (0.699)	-1.335 (-1.131)
控制变量、 <i>Firm</i> 和 <i>Year FE</i>	是	是	是	是
观测数	14 808	11 022	6 549	10 896
调整/伪 R^2	0.758	0.436	0.078	0.811

注: 括号内为 t 值, 为避免异方差等问题, 运用稳健标准误。***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著。

再将信息不对称程度指标、信息不对称程度与公司绩效的交互项加入模型(2)和模型(3)进行回归^④。若融资融券是通过促进私有信息释放、降低信息不对称程度提升公司治理的话,那么在控制了信息不对称程度和信息不对称程度与公司绩效的交互项之后 $ROE \times List$ 的系数应有显著降低。

表 6 列 3 和列 4 展示了加入信息不对称代理变量的模型(2)、模型(3)的回归结果。可以看到,在加入了信息不对称变量之后, $ROE \times List$ 的系数分别从 -1.567 和 3.851 变化为 -1.180 和

3.084 , 且在高管离职回归中,该系数不再显著。该结果表明,在控制了信息不对称的代理变量后,融资融券的作用降低,这说明融资融券可以通过信息不对称影响公司治理水平。同时,可以看到 $ROE \times ILL$ 和 $ROE \times AnaSD$ 的系数在列 3 均为正,在列 4 均显著为负,这在一定程度上表明信息不对称程度越高,高管离职、高管薪酬对绩效的黏性越低。综上所述,可以推断公司成为融资融券标的后,信息不对称程度下降,进而提升公司治理,假设 1 成立。

④ 由于篇幅所限,在高管离职对公司绩效黏性的回归中,只展示条件 \logit 的回归结果;在高管薪酬对公司绩效黏性的回归中,只展示因变量为全部高管薪酬的回归结果,下同。

5 异质性分析

5.1 行业竞争情况

表7报告了假设2的检验结果。按照Massa等^[4]的理论,当市场竞争激烈时,企业会释放更多信息进入公开市场,相反当企业位于行业垄断地位时则拥有更多内幕消息,因此融资融券对于公司治理的效应在此时更为显著。为了验证这一假设,首先,按照公司所属行业是否为垄断行业(*Mon*)把公司分为两类:不处于垄断地位(*No*)与处于垄断地位(*Yes*),分别考察融资融券的影响。表7列1至列4展示了按照行业垄断性(*Mon*)分类的结果,当因变量为高管离职时,垄断组 $List \times$

ROE 的系数为 -2.159,在10%水平下显著,而非垄断组系数为 -1.364,不显著;当因变量为高管薪酬时,垄断组 $List \times ROE$ 的系数为 5.325,大于非垄断组的 3.086。其次,按照行业集中度(赫芬达尔指数, *HHI*)将样本分为行业集中度高、低的两组^⑤,考察不同行业集中度的公司中融资融券的治理作用。表7列5~列8展示了按照行业集中度分组回归的结果,当因变量为高管离职时,高行业集中度(*High*)组 $List \times ROE$ 的系数为 -1.687,而低行业集中度(*Low*)组系数仅为 -1.222;当因变量为高管薪酬时, *High* 组 $List \times ROE$ 的系数为 2.938,大于 *Low* 组的 2.671。该结果说明当处于行业垄断地位、面临竞争压力较小时,融资融券的公司治理作用更大,这与假设2一致。

表7 市场竞争性对于融资融券治理效应的影响

Table 7 Product market competition and the governance effect of margin trading and short selling

变量	<i>Mon</i>				<i>HHI</i>			
	<i>Turnover</i>		<i>ExeCom</i>		<i>Turnover</i>		<i>ExeCom</i>	
	否	是	否	是	否	是	否	是
	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>List</i>	0.152 (0.984)	0.055 (0.312)	0.298*** (3.325)	-0.123 (-1.215)	0.104 (0.637)	0.109 (0.436)	0.135 (1.497)	0.171 (1.360)
<i>ROE</i>	-0.323 (-1.577)	-0.086 (-0.319)	0.580*** (5.621)	0.603*** (5.300)	-0.386 (-1.301)	-0.285 (-1.328)	0.545*** (4.809)	0.414*** (4.448)
$List \times ROE$	-1.364 (-1.546)	-2.159* (-1.692)	3.086*** (5.070)	5.325*** (6.561)	-1.222 (-1.225)	-1.687 (-1.148)	2.671*** (4.317)	2.938*** (3.431)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Firm</i> 和 <i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	6 273	4 221	9 188	5 837	4 353	4 241	7 561	7 464
调整/伪 R^2	0.087	0.086	0.800	0.807	0.104	0.107	0.835	0.811

注:括号内为 *t* 值,为避免异方差等问题,运用稳健标准误;***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著。

5.2 企业资金约束情况

除外部因素外,公司的内部因素如资金状况,也会对于融资融券对公司治理的促进效果产生影响。参照Massa等^[4],本文选取资产负债率(*Lev*)和自由现金流与总资产之比(*FCF*)作为反映企业资金状况的指标,将样本分为高杠杆组、低杠杆组以及低自由现金流组、高自由现金流组^⑥。公司的资金状况越紧张,其资产负债率越高、自由现金流越少。

表8报告了假设3的检验结果。表8列1到列4展示了按照资产负债率分组的结果,可以发现:当因变量为高管离职时,高杠杆(*High*)组中交叉项 $List \times ROE$ 的系数为 -2.416,并且在1%水平下显著,而低杠杆(*Low*)组系数不显著;当因变量为高管薪酬时, *High* 组中交叉项系数为 4.025,而 *Low* 组系数为 2.328。表8列5到列8展示了按照自由现金流与总资产之比(*FCF*)分组

⑤ 若行业集中度大于样本中位数,则计入高行业集中度组;若行业集中度低于样本中位数,则计入低行业集中度组。

⑥ 若杠杆率大于样本中位数,则计入高杠杆组;若杠杆率低于样本中位数,则计入低杠杆组;若自由现金流占总资产之比大于样本中位数,则计入高自由现金流组;若自由现金流占总资产之比低于样本中位数,则计入低自由现金流组。

的结果,可以发现:当因变量为高管离职时,低自由现金流(Low)组中交叉项系数为-3.045,在1%水平下显著,而高自由现金流(High)组的系数不显著;当因变量为高管薪酬时,Low组中交叉

项系数为3.391,而High组为3.931.由上述结果可以看出,对资产负债率高、自由现金流少的公司,企业越需要依赖股权外部融资,融资融券的公司治理作用更大,这与假设3一致.

表 8 资金状况对于融资融券治理效应的影响

Table 8 Financial condition and the governance effect of margin trading and short selling

变量	Lev				FCF			
	Turnover		ExeCom		Turnover		ExeCom	
	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High
	1	2	3	4	5	6	7	8
List	-0.281 (-0.994)	0.256* (1.757)	0.309** (2.293)	0.114 (1.163)	0.240 (1.272)	0.063 (0.326)	0.097 (0.873)	0.183 (1.501)
ROE	-0.012 (-0.020)	-0.238 (-1.336)	1.663*** (6.650)	0.368*** (4.416)	-0.060 (-0.246)	-0.338 (-1.380)	0.499*** (4.361)	0.647*** (4.978)
List × ROE	0.496 (0.265)	-2.416*** (-2.957)	2.328** (2.119)	4.025*** (5.951)	-3.045** (-2.357)	-0.403 (-0.383)	3.391*** (4.685)	3.931*** (3.893)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm 和 Year FE	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	4 020	5 315	7 535	7 490	3 824	3 744	7 515	7 510
调整/伪 R ²	0.095	0.090	0.822	0.813	0.104	0.079	0.806	0.794

注:括号内为 t 值,为避免异方差等问题,运用稳健标准误;***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著.

6 融资机制与融券机制分别的作用

融资融券中包含了融资机制和融券机制两种交易机制,这两种交易有较大差异:融券机制主要促进了负面信息的挖掘和传导,而融资机制既可以放大由融券机制引发的负面信息的影响,又可以使利好消息反映更充分.故产生了一个重要问题:融资融券对公司治理的提升作用是由融资交易主导的,还是由融券交易主导的?抑或是两者兼有呢?

为了解决这个问题,借鉴陈海强和范云菲^[8],分别用融资余额比例(MT_ratio)与融券余额比例(SS_ratio)作为融资机制和融券机制的代理变量,探究其与高管离职、高管薪酬对公司绩效黏性的关系.用 MT_ratio 和 SS_ratio 代替 List 进行回归,结果如表 9 所示.

表 9 列 1 ~ 列 3 展示了因变量为高管离职的回归结果.可以看到 MT_ratio × ROE 的系数分别为 -0.441(在 10% 水平下显著)和 -0.199^⑦,而

SS_ratio × ROE 的系数分别为 -0.520(在 1% 水平下显著)和 -0.428(在 5% 水平下显著).该结果表明,融资机制和融券机制对高管离职与公司绩效黏性均有提升作用,且融券机制作用稍大.这可能是由于高管离职主要是由于负面消息导致,而融券机制能够加快负面信息的发现与传导,这使得融券机制对高管离职与薪酬黏性的作用更为显著.

表 9 列 4 ~ 列 6 展示了因变量为高管薪酬的回归结果.可以看到 MT_ratio × ROE 的系数分别为 1.175 和 0.830,均在 1% 水平下显著,SS_ratio × ROE 的系数分别为 0.720 和 0.467,均在 1% 水平下显著.该结果表明,融资机制和融券机制对高管绩效与公司绩效黏性均有提升作用,但融资机制作用稍大.这可能是由于高管薪酬对绩效敏感度提升是个利好消息,而融资机制可以促使利好消息更充分反映在股价上,故融资机制对高管薪酬与绩效敏感度的提升作用更加明显.

综上所述,可以看到融资机制和融券机制都可以提升公司治理.

⑦ 由于融资余额比例与融券余额比例相关系数高达 0.5,故列 3 MT_ratio 和 SS_ratio 系数显著性下降很可能是多重共线性所致.

表9 “融资”与“融券”作用比较
Table 9 Comparison between “margin trading” and “short selling”

变量	Turnover			ExeCom		
	1	2	3	4	5	6
<i>MT_ratio</i>	0.048 (1.465)	— —	0.053 (1.555)	0.005 (0.239)	— —	-0.010 (-0.460)
<i>MT_ratio</i> × <i>ROE</i>	-0.441* (-1.899)	— —	-0.199 (-0.815)	1.175*** (5.942)	— —	0.830*** (4.415)
<i>SS_ratio</i>	— —	-0.002 (-0.049)	-0.025 (-0.701)	— —	0.069*** (2.607)	0.064** (2.536)
<i>SS_ratio</i> × <i>ROE</i>	— —	-0.520*** (-2.709)	-0.428** (-2.218)	— —	0.720*** (4.351)	0.467*** (3.082)
<i>ROE</i>	-0.375** (-2.226)	-0.380** (-2.303)	-0.398** (-2.367)	0.957*** (10.184)	0.842*** (9.943)	0.960*** (10.656)
控制变量、 <i>Firm</i> 和 <i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是
观测数	10 494	10 494	10 494	15 025	15 025	15 025
调整/伪 <i>R</i> ²	0.0852	0.0858	0.0861	0.800	0.800	0.801

注：括号内为 *t* 值，为避免异方差等问题，运用稳健标准误；***，** 和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著。

7 稳健性检验

7.1 选择性偏差

企业是否作为融资融券标的证券可能并不是完全随机决定的，例如：公司治理情况较好的公司更有可能被选择作为我国开始进行融资融券试点的标的公司，因此样本可能存在选择性偏差。为了解决该问题，本文参考 Rosenbaum 和 Rubin^[49] 提

出的“倾向得分匹配分析法”（propensity score matching, PSM），试图降低在估计中的样本选择性偏差。本文用的匹配变量包括公司规模、上市时间、是否为国企及所属行业。

通过 Logit 模型得到倾向得分后，本文采用 1 对 5 匹配法进行匹配，使用匹配后的样本重新回归，回归结果见表 10。可以看出，匹配后样本回归结果与主要结果类似，这说明在控制了选择性偏差的影响后，融资融券依旧能够显著提高公司治理水平。

表 10 PSM 匹配样本回归(1 对 5 匹配法)

Table 10 PSM sample regression (1:5 matching)

变量	Turnover		ExeCom	ExeCom3	CEOCOM
	1	2	3	4	5
	OLS	Clogit	OLS	OLS	OLS
<i>List</i>	0.032 (1.092)	0.251 (1.322)	0.019 (0.171)	-0.014 (-0.356)	-0.035* (-1.838)
<i>ROE</i>	-0.008 (-0.082)	-0.174 (-0.376)	1.401*** (4.166)	0.501*** (3.933)	0.203*** (3.402)
<i>List</i> × <i>ROE</i>	-0.296* (-1.826)	-2.043** (-2.043)	1.956*** (3.081)	0.669*** (2.827)	0.427*** (3.762)
控制变量、 <i>Firm</i> 和 <i>Year FE</i>	是	是	是	是	是
观测数	4 484	2 242	4 467	4 484	4 405
调整/伪 <i>R</i> ²	0.075	0.108	0.808	0.782	0.712

注：括号内为 *t* 值(OLS) 或 *z* 值(Clogit)，为避免异方差等问题，运用稳健标准误；***，** 和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著。

7.2 控制混杂效应的结果

融资融券开放时间的前后几年中所发生的一

些重要事项，如 2008 年开始的全球金融危机等，可能对公司治理水平造成影响，从而产生混杂效

应, 导致实证估计偏差. 因此需要排除该影响.

参考 Bertrand 和 Mullainathan^[50] 定义以下 5 个虚拟变量: 1) $Before^{(2)}$ 2 年内将成为融资融券标的的样本年度定义为 1, 其余样本年度为 0; 2) $Before^{(1)}$, 1 年内将成为融资融券标的的样本年度定义为 1, 其余样本年度为 0; 3) $Before^{(0)}$, 当年将成为融资融券标的的样本年度定义为 1, 其余样本年度为 0; 4) $After^{(1)}$, 参与融资融券的后 1 年赋值为 1, 其余样本年度为 0; 5) $After^{(2+)}$, 参与融资融券的后 2 年及之后赋值为 1, 其余样本年度为 0. 当公司从未成为融资融券标的时这 5 个变

量一直设为 0. 分别考察这 5 个变量对于高管离职、高管薪酬对公司绩效黏性的影响. 表 11 报告了回归结果. 可以看出, 在成为融资融券标的之前的年度, 作为融资融券标的对高管离职、高管薪酬对绩效的黏性均没有影响. 在成为融资融券标的 1 年后, 可以显著提高高管薪酬对绩效的黏性. 在成为融资融券标的 2 年及之后, 成为融资融券标的可显著提高高管离职对绩效的黏性以及高管薪酬对绩效的黏性, 这说明公司治理水平的提高是由于融资融券机制的促进作用, 而非混杂效应所导致.

表 11 控制混杂效应

Table 11 Considering compounding effect

变量	Turnover		ExeCom	ExeCom3	CEOCOM
	1	2	3	4	5
	OLS	Clogit	OLS	OLS	OLS
$Before^{(2)}$	0.036* (1.793)	0.283** (2.153)	0.111* (1.859)	0.014 (0.627)	-0.006 (-0.434)
$Before^{(1)}$	-0.030 (-1.072)	-0.227 (-1.112)	0.032 (0.367)	-0.006 (-0.181)	0.006 (0.352)
$Before^{(0)}$	-0.051* (-1.769)	-0.388* (-1.734)	0.117 (1.267)	0.060* (1.756)	0.015 (0.885)
$After^{(1)}$	0.047* (1.894)	0.299* (1.910)	0.319*** (3.705)	0.058* (1.818)	-0.000 (-0.024)
$After^{(2+)}$	0.044 (1.317)	0.324 (1.642)	0.082 (0.472)	-0.001 (-0.026)	-0.039 (-1.419)
$Before^{(2)} \times ROE$	0.097 (0.859)	0.665 (1.065)	0.161 (0.418)	0.179 (1.226)	0.126 (1.528)
$Before^{(1)} \times ROE$	-0.021 (-0.110)	-0.332 (-0.255)	1.065 (1.477)	0.338 (1.319)	0.057 (0.407)
$Before^{(0)} \times ROE$	-0.037 (-0.181)	-0.193 (-0.125)	0.515 (0.665)	0.152 (0.509)	0.147 (0.957)
$After^{(1)} \times ROE$	-0.104 (-0.652)	-0.354 (-0.365)	2.827*** (4.445)	1.007*** (4.184)	0.371*** (3.148)
$After^{(2+)} \times ROE$	-0.420* (-1.942)	-4.006** (-2.434)	6.471*** (4.551)	1.722*** (3.810)	0.866*** (3.819)
ROE、控制变量、Firm 和 Year FE	是	是	是	是	是
观测数	15 083	10 494	15 025	15 083	14 810
调整/伪 R^2	0.084	0.089	0.801	0.774	0.708

注: 括号内为 t 值 (OLS) 或 z 值 (Clogit), 为避免异方差等问题, 运用稳健标准误; ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著.

7.3 改变公司治理衡量方式

7.3.1 投资效率

除了高管离职、高管薪酬对绩效黏性之外, 公

司投资效率也可以反映公司治理水平. 代理问题是导致公司非效率投资, 特别是过度投资的重要原因. 在存在代理问题的情况下, 管理者倾向于控

制更多资产以满足自身利益,从而导致了过度投资^[51]降低了投资效率.而改善公司治理结构^[52]有助于缓解过度投资、提升投资效率,所以非效率投资、过度投资可以看作公司治理水平低下的表现.而当公司成为融资融券标的之后,更擅长甄别投资项目质量的卖空型投资者能够迅速对企业过度投资行为做出反应,导致股价下跌,预料到这一点的管理者会相应减少过度投资行为,与此同时,公司大股东为了避免股价下跌造成的损失,也更有激励监督管理者的行为,从而提升投资效率.

因此,运用投资效率和过度投资概率作为衡量公司治理水平的指标,对融资融券的治理作用进行了进一步检验.借鉴 Biddle 等^[52]的方法,建

$$InvEff_{i,t}(OverInv_{i,t}) = \alpha + \beta_1 List_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 IntaAsset_{i,t} + \beta_6 BoardInd_{i,t} + \beta_7 BoardSize_{i,t} + \beta_8 OwnSh_{i,t} + \beta_9 Soe_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\ln \frac{P(OverInv_{i,t} = 1)}{1 - P(OverInv_{i,t} = 1)} = \beta_1 List_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 IntaAsset_{i,t} + \beta_6 BoardInd_{i,t} + \beta_7 BoardSize_{i,t} + \beta_8 OwnSh_{i,t} + \beta_9 Soe_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

运用 OLS 估计模型(6),运用条件 Logit 估计模型(7),回归结果如表 12 所示.可以看到,当因变量为 *InvEff* 时 *List* 显著为正;当因变量为 *OverInv* 时 *List* 显著为负,表示当公司成为融资融券标的后,公司投资效率上升、过度投资概率下降.该结果也在一定程度上说明融资融券可以提升公司治理水平.

表 12 融资融券对于投资效率的影响

Table 12 Impact of margin trading and short selling on investment efficiency

变量	<i>InvEff</i>	<i>OverInv</i>	
	1	2	3
	OLS	OLS	Clogit
<i>List</i>	0.005 ** (2.307)	-0.050 *** (-3.056)	-0.320 ** (-2.468)
控制变量	是	是	是
<i>Firm</i> 和 <i>Year FE</i>	是	是	是
观测数	12 173	12 173	7 712
调整/伪 <i>R</i> ²	0.158	0.236	0.050 1

注: 括号内为 *t* 值(OLS)或 *z* 值(Clogit),为避免异方差等问题,运用稳健标准误;***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著.

立模型(5)用于预测合理投资水平,其中因变量 I_{NEW} 为实际新增投资支出(即总投资支出除去折旧摊销)与总资产的比例, *Salegr* 为销售收入增长率.

$$I_{NEWi,t} = \alpha + \beta_1 Salegr_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

按照每个行业年度分别回归模型(5)^⑧,得到残差 $\varepsilon_{i,t}$.残差绝对值越大,说明公司投资偏离预测值越大,投资效率越低.将残差绝对值的相反数作为衡量投资效率的指标(*InvEff*),该指标越高,投资效率越高.此外,还定义了过度投资衡量指标 *OverInv*,若 $\varepsilon_{i,t}$ 值在前 20%,则定义为过度投资, *OverInv* 为 1,否则 *OverInv* 为 0.

运用模型(6)和模型(7)探究融资融券对投资效率、过度投资概率的影响.

7.3.2 公司治理指数

本文还采用公司治理指数作为衡量公司治理水平的指标进行稳健性检验.借鉴白重恩等^[14]构造公司治理指数的方式,选取了总经理是否兼任董事长、独立董事比例、管理层持股量、第一大股东持股量和第二至第十股东持股量这 5 个治理变量,通过主成分分析法,提取它们的第一主成分作为公司治理指数(*GIndex*).公司治理指数越大,公司治理水平越好.运用该指数作为因变量,运用如下模型进行 OLS 回归分析

$$GIndex_{i,t} = \alpha + \beta_1 List_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 IntaAsset_{i,t} + \beta_6 Soe_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

由于董事会规模、独董比例等指标与公司治理指数高度相关,本文在模型(8)中没有控制这些变量.回归结果如表 13 所示, *List* 系数为 0.054,且在 1% 水平下显著,说明当企业变为融资融券标的之后,公司治理指数平均提高了 0.054.该结果也支持融资融券能够提高公司治理水平.

⑧ 当行业年度观测值少于 20 个时,本文排除该行业年度.

表 13 公司治理指数回归结果

Table 13 Using GIndex as corporate governance measure

变量	GIndex	
	1	
List	0.054 *** (2.643)	
控制变量、Firm 和 Year FE	是	
观测数	13 943	
调整/伪 R ²	0.834	

注: 括号内为 t 值, 为避免异方差等问题, 运用稳健标准误; ***, **, * 和* 分别表示在 1% 5% 和 10% 的显著水平下显著。

7.4 改变企业绩效计量方式

另外, 本文采用股票收益率替代净资产收益

率表示企业绩效, 对模型(1)、模型(2)和模型(3)重新进行估计, 表 14 报告了重新检验的结果。可以看出, 改变绩效计量方式后主要结果依然成立。

7.5 改变样本区间

最后, 运用 2006 年—2014 年(包括 2010 年)的样本对模型(1)、模型(2)和模型(3)重新进行估计, 表 15 报告了重新检验的结果。可以看出, 在纳入了 2010 年样本后, 主要结果依然成立。

表 14 改变绩效衡量方式

Table 14 Changing the measure of performance

变量	Turnover		ExeCom	ExeCom3	ComCom
	1	2	3	4	5
	OLS	Clogit	OLS	OLS	OLS
List	0.013 (0.777)	0.087 (0.746)	0.430 *** (6.453)	0.098 *** (4.067)	0.015 (1.335)
SktReturn	-0.002 (-0.348)	-0.039 (-0.812)	-0.041* (-1.775)	-0.018 ** (-2.135)	-0.008 ** (-2.117)
List × SktReturn	-0.049* (-1.923)	-0.316 (-1.531)	0.084 (0.656)	0.084* (1.770)	0.049 ** (2.161)
控制变量、Firm 和 Year FE	是		是	是	是
观测数	13 080	9 108	13 029	13 080	12 834
调整/伪 R ²	0.082	0.083	0.795	0.772	0.710

注: 括号内为 t 值(OLS) 或 z 值(Clogit), 为避免异方差等问题, 运用稳健标准误; ***, **, * 和* 分别表示在 1% 5% 和 10% 的显著水平下显著。

表 15 更换样本区间回归结果

Table 15 Changing the sample period

变量	Turnover		ExeCom	ExeCom3	ComCom
	1	2	3	4	5
	OLS	Clogit	OLS	OLS	OLS
List	0.016 (0.910)	0.103 (0.914)	0.118 (1.635)	-0.006 (-0.247)	-0.033 *** (-2.708)
ROE	-0.033 (-1.196)	-0.221 (-1.473)	0.639 *** (8.658)	0.259 *** (9.498)	0.124 *** (9.563)
List × ROE	-0.184 (-1.641)	-1.313* (-1.847)	3.863 *** (7.099)	1.360 *** (6.413)	0.635 *** (6.651)
控制变量、Firm 和 Year FE	是		是	是	是
观测数	17 040	12 359	16 982	17 040	16 741
调整/伪 R ²	0.207	0.083	0.809	0.782	0.715

注: 括号内为 t 值(OLS) 或 z 值(Clogit), 为避免异方差等问题, 运用稳健标准误; ***, **, * 和* 分别表示在 1% 5% 和 10% 的显著水平下显著。

8 结束语

基于我国融资融券交易试点的政策背景,本文研究了融资融券机制对于我国上市公司治理水平的影响.通过使用2006年—2014年(除2010年)间A股市场2362家上市公司的面板数据,发现成为融资融券标的后,上市公司高管离职与高管薪酬对于公司绩效的黏性均有提高,表明融资融券可显著提高上市公司治理水平.进一步证明,成为融资融券标的是通过降低公司信息不对称程度而作用于公司治理水平的.上述结果说明,融资融券使得上市公司的私有信息能够被更多地释放到公开市场中并广泛传播,因此对公司管理层起到了监督作用.另外,私有信息的公开化还使得控股股东或机构投资者相对于公开市场的信息优势被大幅削弱,他们无法在公司经营不善时利用私有信息将所持股份卖出,因此更有激励严密

地监控管理层行为,提高企业内部治理水平.

还发现,融资融券机制的治理效应会受到一些外部环境因素以及企业内部资金状况影响.对处于竞争性小的行业或内部资金较紧张、更依赖外部融资的公司,融资融券提高公司治理水平的作用更强.此外,本文还将融资机制与融券机制分开进行检验,发现融资机制和融券机制均对公司治理有提升作用.最后,稳健性检验表明,在通过倾向得分匹配法控制了选择性偏差以及考虑混杂效应后,其对公司治理的影响依然显著.运用投资效率相关指标和公司治理指数衡量公司治理水平,运用股票收益率衡量公司绩效,纳入2010年样本时,本文结论依旧稳健.

本文的发现证明了融资融券机制可以作为一个外部治理机制.本文不仅补充了现有文献关于融资融券、公司治理方面的讨论,更有助于政策制定者及公司所有者认识到融资融券在公司治理上的作用.

参 考 文 献:

- [1]何绍全,万亚晨.我国融资融券业务发展现状及存在的问题探析[J].时代金融,2014,(15):147,150.
He Shaoquan, Wan Yachen. The current situation and existing problems of China's margin trading business[J]. Times Finance, 2014, (15): 147, 150. (in Chinese)
- [2]Miller E M. Risk, uncertainty, and divergence of opinion[J]. Journal of Finance, 1977, 32(4): 1151-68.
- [3]Fang V W, Huang A, Karpoff J. Short selling and earnings management: A controlled experiment[J]. Journal of Finance, 2016, 71(3): 1251-1294.
- [4]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.
- [5]Bai Y, Chang E C, Wang J. Asset prices and welfare under short-sales constraints[J]. Social Science Research Network Electronic Journal, 2005, DOI: 10.2139/ssrn.687581.
- [6]李科,徐龙炳,朱伟骏.卖空限制与股票错误定价——融资融券制定的证据[J].经济研究,2014,49(10):165-178.
Li Ke, Xu Longbing, Zhu Weihua. Short-sale constraints and stock mispricing: The evidences from the margin transactions institution[J]. Economic Research Journal, 2014, 49(10): 165-178. (in Chinese)
- [7]杨德勇,吴琼.融资融券对于上海证券市场的实证分析——基于流动性和波动性的视角[J].中央财经大学学报,2011,(5):28-34.
Yang Deyong, Wu Qiong. Empirical research on the impact of margin trading on liquidity and volatility of Shanghai security market[J]. Journal of Central University of Finance & Economics, 2011, (5): 28-34. (in Chinese)
- [8]陈海强,范云菲.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,2015,(6):159-172.
Chen Haiqiang, Fan Yunfei. 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, 2015, (6): 159-172. (in Chinese)

- [9]肖 浩,孔爱国. 融资融券对股价特质性波动的影响机理研究: 基于双重差分模型的检验[J]. 管理世界,2014,(8): 30-43; 187-188.
Xiao Hao ,Kong Aiguo. A study on the mechanism of the impact of the securities margin trading on the fluctuations of the special nature of the stock price: A test based on the difference-in-difference model[J]. Management World ,2014 ,(8) : 30 - 43; 187 - 188. (in Chinese)
- [10]Diamond D W ,Verrecchia R E. Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information[J]. Journal of Financial Economics ,1987 ,18(2) : 277 - 311.
- [11]王跃堂,赵子夜,魏晓雁. 董事会的独立性是否影响公司绩效? [J]. 经济研究,2006 ,41(5) : 62 - 73.
Wang Yuetang ,Zhao Ziy e ,Wei Xiaoyan. Does independence of the board affect firm performance? [J]. Economic Research Journal ,2006 ,41(5) : 62 - 73. (in Chinese)
- [12]徐晓东,陈小悦. 第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析[J]. 经济研究,2003 ,38(2) : 64 - 74.
Xu Xiaodong ,Chen Xiaoyue. Analysis on the largest shareholders' impact on corporate governance and performance[J]. Economic Research Journal ,2003 ,38(2) : 64 - 74. (in Chinese)
- [13]李维安,唐跃军. 公司治理评价、治理指数与公司业绩——来自 2003 年中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济,2006 ,(4) : 98 - 107.
Li Weian ,Tang Yuejun. Corporate governance valuation ,corporate governance index and corporate performance: Evidences from 2003 Chinese listed companies [J]. China Industrial Economy ,2006 ,(4) : 98 - 107. (in Chinese)
- [14]白重恩,刘 俏,陆 洲,等. 中国上市公司治理结构的实证研究[J]. 经济研究,2005 ,40(2) : 81 - 91.
Bai Chongen ,Liu Qiao ,Lu Zhou ,et al. An empirical study on Chinese listed firms' corporate governance[J]. Economic Research Journal ,2005 ,40(2) : 81 - 91. (in Chinese)
- [15]丁友刚,宋献中. 政府控制、高管更换与公司业绩[J]. 会计研究,2011 ,(6) : 70 - 76 + 96.
Ding Yougang ,Song Xianzhong. Government control ,executive turnover and firm performance [J]. Accounting Research ,2011 ,(6) : 70 - 76 + 96. (in Chinese)
- [16]唐 松,孙 铮. 政治管理、高管薪酬与公司未来经营绩效[J]. 管理世界,2014 ,(5) : 93 - 105; 187 - 188.
Tang Song ,Sun Zheng. The political connections ,the CEO' s salary ,and firm' s future management performances [J]. Management World ,2014 ,(5) : 93 - 105; 187 - 188. (in Chinese)
- [17]Bris A ,Goetzmann W ,Zhu N. Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world[J]. Journal of Finance ,2007 ,62(3) : 1029 - 1079.
- [18]Karpoff J ,Lou Z. Short sellers and financial misconduct [J]. Journal of Finance ,2010 ,65(5) : 1879 - 1913.
- [19]He J ,Tian X. Short sellers and innovation: Evidence from a quasi-natural experiment [R]. Social Science Research Network ,2014
- [20]De Angelis D ,Grullon G ,Michenaud S. The effects of short-selling threats on incentive contracts: Evidence from an experiment [J]. Review of Financial Studies ,2017 ,30(5) : 1627 - 1659.
- [21]陈国进,张贻军. 异质信念、卖空限制与我国股市的暴跌现象研究[J]. 金融研究,2009 ,(4) : 80 - 91.
Chen Guojin ,Zhang Yijun. Short sale restriction ,heterogeneous beliefs and stock price crash in China [J]. Journal of Financial Research ,2009 ,(4) : 80 - 91. (in Chinese)
- [22]刘 焯,方立兵,李东昕,等. 融资融券交易与市场稳定性: 基于动态视角的证据[J]. 管理科学学报,2016 ,19(1) : 102 - 116.
Liu Ye ,Fang Libing ,Li Dongxin ,et al. Margin trading and the stability of stock market: A dynamic perspective [J] ,Journal of Management Sciences in China ,2016 ,19(1) : 102 - 116. (in Chinese)
- [23]俞红海,陈百助,蒋振凯,等. 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,2018 ,21(1) : 72 - 87.
Yu Honghai ,Chen Baizhu ,Jiang Zhenkai ,et al. Margin trading and stock return prediction [J]. Journal of Management Sciences in China ,2018 ,21(1) : 72 - 87. (in Chinese)
- [24]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 + 96.
Chen Huili ,Liu Feng. The governance roles of margin trading: A perspective of earnings management [J]. Accounting Research ,2014 ,(9) : 45 - 52; 96. (in Chinese)

- [25]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,2014,12(3/4): 277-294.
Chen Huili, Liu Feng. The governance roles of margin trading: A perspective of accounting conservatism[J]. China Accounting Review, 2014, 12(3/4): 277-294. (in Chinese)
- [26]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.
Xu Hongwei, Chen Xin. Did the introduction of margin trading in China improve the pricing efficiency of underlying stocks? An empirical study based on difference-in-differences model[J]. Management World, 2012, (5): 52-61. (in Chinese)
- [27]葛蓉蓉. 股权结构对公司治理影响的状态依存性[J]. 金融研究,2006,(7): 151-156.
Ge Rongrong. The state dependence of ownership structure on corporate governance[J]. Journal of Financial Research, 2006, (7): 151-156. (in Chinese)
- [28]Edmans A, Manso G. Governance through trading and intervention: A theory of multiple blockholders[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(7): 2395-2428.
- [29]陈 闯,张 岩,吴晓晖. 风险投资、创始人与高管薪酬——多边代理视角[J]. 管理科学学报,2017,20(6): 78-88.
Chen Chuang, Zhang Yan, Wu Xiaohui. Venture capital, founder and top management team compensation: A view from multiple agency theory[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(6): 78-88. (in Chinese)
- [30]Weisbach M S. Outside directors and CEO turnover[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20(88): 431-460.
- [31]李培功,沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据[J]. 经济研究,2010,45(4): 14-27.
Li Peigong, Shen Yifeng. The corporate governance role of media: Empirical evidence from China[J]. Economic Research Journal, 2010, 45(4): 14-27. (in Chinese)
- [32]La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and finance[J]. Journal of Political Economy, 1998, 106(6): 1113-1155.
- [33]Murphy K J. Corporate performance and managerial remuneration: An empirical analysis[J]. Journal of Accounting and Economics, 1985, 7(1): 11-42.
- [34]Coughlan A T, Schmidt R M. Executive compensation, management turnover, and firm performance: An empirical investigation[J]. Journal of Accounting and Economics, 1985, 17(1/3): 43-66.
- [35]Kang J K, Shivdasani A. Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan[J]. Journal of Financial Economics, 1995, 38(1): 29-58.
- [36]Kaplan S N. Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the United States[J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(3): 510-546.
- [37]林 舒,魏明海. 中国A股发行公司首次公开募股过程中的盈余管理[J]. 中国会计与财务研究,2000,2(2): 87-230.
Lin Shu, Wei Minghai. The earnings management by Chinese A-Share firms in the IPO process[J]. China Accounting and Finance Review, 2000, 2(2): 87-130. (in Chinese)
- [38]Senchack A J, Starks L. Short-sale restrictions and market reaction to short-interest announcements[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1993, 28(2): 177-194
- [39]Giroud X, Mueller H M. Corporate governance, product market competition, and equity prices[J]. Journal of Finance, 2011, 66(2): 563-600.
- [40]Hsu C, Li X, Ma Z, et al. Does product market competition influence analyst coverage and analyst career success? [R]. Tuck School of Business Working Paper No. 2698331, 2017.
- [41]Baker M, Stein J C, Wurgler J. When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms[J]. Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(3): 969-1006.
- [42]Huson M R, Parrino R, Starks L T. Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: A long-term perspective[J]. Journal of Finance, 2001, 56(6): 2265-2297.
- [43]杜兴强,王丽华. 高层管理当局薪酬与上市公司业绩的相关性实证研究[J]. 会计研究,2007,(1): 58-65.
Du Xinqiang, Wang Lihua. Empirical research on correlation between compensation schemes of management and the change of performance of public listed companies[J]. Accounting Research, 2007, (1): 58-65. (in Chinese)

- [44]李 莉,闫 斌,顾春霞. 知识产权保护、信息不对称与高科技企业资本结构[J]. 管理世界,2014,(11):1-9.
Li Li, Yan Bin, Gu Chunxia. Intellectual property right protection, information asymmetry and capital structure of high-tech firms[J]. Management World, 2014, (11): 1-9. (in Chinese)
- [45]Amihud Y, Mendelson H, Lauterbach B. Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv stock exchange[J]. Journal of Financial Economics, 1997, 45(3): 365-390.
- [46]Lang M H, Lundholm R J. Corporate disclosure policy and analyst behavior[J]. Accounting Review, 1996, 71(4): 467-492.
- [47]Goyal V K, Park C W. Board leadership structure and CEO turnover[J]. Journal of Corporate Finance, 2002, 8(1): 49-66.
- [48]于 蔚,汪淼军,金祥荣. 政治关联和融资约束—信息效应与资源效应[J]. 经济研究,2012,47(9):125-139.
Yu Wei, Wang Miaojun, Jin Xiangrong. Political connection and financing constraints: Information effect and resource effect[J]. Economic Research Journal, 2012, 47(9): 125-139. (in Chinese)
- [49]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [50]Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [51]Hope O K, Thomas W B. Managerial empire building and firm disclosure[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(3): 591-626.
- [52]Biddle G C, Hilary G, Verdi R S. How does financial reporting quality relate to investment efficiency[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2/3): 112-131.

Impacts of margin trading and short selling on Chinese listed firms' corporate governance

LU Yao¹, PENG Zhang¹, FENG Jia-qi²

1. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China;
2. PBC School of Finance, Tsinghua University, Beijing 100084, China

Abstract: This paper examines the impacts of the pilot program of margin trading and short selling on corporate governance using the data of listed firms in China. The results show that the firms significantly increase executive pay for performance sensitivity and CEO turnover for performance sensitivity after their stocks become pilot stocks. These results suggest that margin trading and short selling can serve as external governance devices. We further confirm that becoming pilot stocks improves corporate governance through reducing information asymmetry. We also find that the positive impacts of margin trading and short selling on corporate governance are stronger for firms that are in less competitive product markets and have larger financial distress. In addition, we investigate the impacts of margin trading and short selling separately and find that both margin trading mechanism and short selling mechanism improve corporate governance. These results imply that margin trading and short selling can enhance monitoring stemming from capital market, facilitate information transparency, and thus improve corporate governance.

Key words: margin trading and short selling; corporate governance; CEO turnover; executive compensation