

融资融券制度与企业投资行为

——基于“外部治理”和“信息学习”渠道的分析

庞家任 陈大鹏 王 玮

摘要:本文以融资融券制度分阶段扩容作为“准自然实验”,采用双重差分法实证发现融资融券制度的引入提升了投资-Q敏感度。不管股价是否有下行趋势,该种作用都存在。本文发现在公司治理水平较低的企业中,融资融券对投资-Q敏感度的提升作用更大,这说明融资融券制度发挥了外部治理机制的作用。但同时,即使在公司治理水平较高的企业中,融资融券制度同样显著提升了投资-Q敏感度。本文进一步发现,在分析师(或研报)关注度更高、融资约束更弱、高管持股比例更高的企业中,融资融券对投资-Q敏感度的提升作用显著更大。这意味着融资融券制度的引入强化了管理层从股价变动中“学习”信息的激励。本文研究结果表明,融资融券通过强化外部投资者释放私人信息的能力,提升股价信息含量,分别从作为外部治理机制约束投资(“间接渠道”)和向管理层传递私人信息(“直接渠道”)两个渠道影响企业投资行为。

关键词:融资融券;企业投资;外部治理;私有信息;股价信息含量

JEL 分类号: G31, G32, G14

一、引言

2010年融资融券制度的引入是中国股票市场改革浓墨重彩的一笔,具有破冰的意义。融资融券业务是信用交易,融资是指向客户借出资金供其买入股票,融券是指向客户借出股票供其卖出(相当于卖空机制)。融资融券可以增加投资的杠杆,一般不需要进行全额担保,可以减少投资者的资金成本。中国证监会指出,“证券公司融资融券业务试点的推出,是推动我国资本市场改革发展的一项重要措施,也为当前的证券市场注入了新的活力,对促进我国资本市场稳定发展与改革创新具有积极意义。”^①

回顾历史,早在90年代初,中国证券公司已经存在某些融资融券业务。但监管机构对此持否定态度,1996年证监会规章以及1998年中国第一部《证券法》相继明令禁止融资融券业务。随着资本市场的发展,监管机构逐渐认识到卖空机制对于及时释放负面信息、防止股市剧烈波动的作用。2006年7月,中国证监会发布《证券公司融资融券业务试点管理办法》和《证券公司融资融券业务试点内部控制指引》,经过近4年酝酿,2010年3月首次公布了90支标的股作为融资融券试点,随后进行了五次扩容,至2016年12月公布的

作者简介 庞家任:清华大学经济管理学院金融系,副教授;
陈大鹏:清华大学经济管理学院金融系,博士研究生;
王 玮:美国印第安纳大学凯莱商学院金融系,博士研究生。

*庞家任感谢清华大学自主科研计划(编号:2017THZWYY06)的资助。

作者感谢编辑和匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。

① 参见 http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/zjhxwfb/xwdd/200810/t20081005_68632.html

最新名单中,沪深股市具有融资融券资格的股票共950支。

融资融券制度的引入催生了一系列文章,研究其对股价信息含量和定价效率(李科等,2014;李志生等,2015a等)、股价稳定性(李志生等,2015b)、风险承担(倪晓然和朱玉杰,2017)、公司治理(陈晖丽和刘峰,2014)、公司融资(顾乃康和周艳利,2017)等重要变量的影响。本文从股价信息含量的视角,研究融资融券制度从“外部治理机制”和“管理层学习信息”两个渠道对企业投资的影响。

现有文献普遍认为卖空机制允许投资者向股价中释放负面信息,能够提升股票市场的信息有效性(Miller,1977)。股票市场的信息有效性是衡量资本市场是否成熟的重要指标。如果股价变化无法准确、及时反映信息,经济运行就会处于无效率的均衡,此时需要银行系统来改善经济的运行效率(Dow和Gorton,1997)。Wang等(2009)发现中国股价信息渠道较弱,对公司投资策略没有指导作用,与Chen等(2007)关于美国股市的肯定结果形成鲜明对比。可见,我国股市的信息有效性亟待提升。李科等(2014)和李志生等(2015a)都发现融资融券制度有助于改善股价发现机制,提高股市的信息有效性。

融资融券制度在提高股价信息有效性的基础上,可以进而影响企业实际投资决策。该种影响可能有两个渠道:一方面,引入卖空机制后,如果企业从事低效率的投资,获知该负面信息的投资者将通过卖空操作使其快速反应在股价上,股价的下跌进而向其他潜在投资者和各种利益相关者(stakeholders)提供负面信息,这将提高公司的融资成本和经营难度,加剧财务困境风险。考虑到这一点,企业内部人有激励约束自己的低效率投资行为。在这个意义上,卖空机制的引入加速了负面信息在投资者和各种利益相关者之间的扩散,强化了资本市场对上市公司的约束,是一种外部治理机制,本文称为“间接影响渠道”。另一方面,引入卖空机制后股价信息含量上升,公司内部人有激励充分利用股价中包含的投资者私人信息(例如投资者关于公司的成长机会、运营状况和市场环境的态度),并据此调整企业的投资决策。在这个意义上,卖空机制的引入加速了外部投资者与公司内部人之间的信息传递,增强了公司内部人从股价中“学习”外部投资者私人信息的激励,本文称为“直接影响渠道”。

本文将融资融券制度分阶段扩容作为“准自然实验”,利用2008–2016年A股上市公司数据,以被选为融资融券标的股所对应的上市公司作为实验组,其余上市公司作为控制组,采用双重差分法(Difference in Difference)实证检验融资融券制度的引入对企业投资行为的影响。检验结果表明,在融资融券机制引入后,与控制组相比,实验组企业的投资-Q敏感度显著增加。不管股价是否有下行趋势,该种作用都存在。这意味着融资融券制度的引入强化了二级市场对公司投资决策的影响。本文用“动态分析法”做标的股和非标的股的“平行趋势检验”,结果表明标的股和非标的股在融资融券制度引入之前具有相似的投资-Q敏感度变化趋势,而在融资融券制度引入之后出现明显差异。另外,本文也利用倾向分数匹配方法增强实验组(标的股)和控制组(非标的股)的可比性,结论保持稳健。进一步检验表明,那些内部治理水平较低的实验组公司,在卖空机制引入后投资-Q敏感度上升的幅度更大。这侧面证明了“间接影响渠道”的存在:卖空机制作为一种外部治理机制,强化了资本市场对上市公司的约束。但同时,即使在公司治理水平较高的企业中,融资融券制度同样显著提升了投资-Q敏感度。本文进一步发现,在分析师(或研报)关注度更高、融资约束更弱的企业中,融资融券对投资-Q敏感度的提升作用显著更大。这说明除了“间接影响渠道”之外,“直接影响渠道”(管理层从股价中“学习”信息)也同时存在。本文的结论对不同的代理变量、控制变量、样本选择以及固定效应设定保持稳健。本文为目前融资融券试点的政策效果提供了新的证据,为我国进一步深化和完善卖空机制提供了新的依据。

本文其余部分安排如下:第二部分为文献综述;第三部分通过理论分析做出假设;第四部分使用我国上市公司数据检验融资融券机制对公司投资决策的影响;第五部分做总结和政策建议。

二、文献综述

文献普遍认为卖空机制对于证券市场的有效运行不可或缺。Miller(1977)指出卖空操作有利于持有不同预期的投资者充分表达自己的观点,提高资本市场的定价效率。Diamond和Verrecchia(1987)分析了卖空限制对股价分布和调整速度的负面影响。Hong和Stein(2003)认为卖空限制使得负面信息无法及时释放,而当市场下跌时,负面信息的快速大量释放会加剧下跌、导致“股灾”。这些理论获得了诸多实证研究的支持(Danielson和Sorescu, 2001; Diether等, 2009; Sharif等, 2014; 李志生等, 2015a; 李志生等, 2015b)。卖空机制加速负面信息进入价格,可以强化资本市场外部治理作用。当公司内部治理水平较低,投资者利益无法得到合理保护时,投资者可以利用卖空机制将负面信息及时释放到股价中,向利益相关者释放负面信号。基于这样的负面信号,债权人可能提高利率、减少贷款,潜在投资者可能要求更高的回报率,顾客可能放弃购买产品或者拒绝提供预付款,原材料供应商可能拒绝赊账,这会导致企业融资成本上升、经营困难程度增加、财务困境风险加剧(Wang, 2014; Grullon等, 2015; 顾乃康和周艳利, 2017)。企业的管理层迫于这种压力将不得不约束谋私行为、强化公司治理、提高经营效率,由此卖空机制间接影响了企业的财务行为和资源配置。例如,近年来国内外研究结果表明,卖空机制可以约束财务造假(Karpoff和Lou, 2010),减少企业的盈余管理(Fang等, 2016; 陈晖丽和刘峰, 2014),激励控股股东改善内部治理水平(Massa等, 2013),影响企业的研发投入(Massa等, 2015),增加企业现金持有(Wang, 2014),降低风险承担水平(倪晓然和朱玉杰, 2017)等。但另一方面,卖空操作也可能被用于投机性的股价操纵、从而损害企业的投资效率(Goldstein和Guembel, 2010)。本文承接该支文献,从卖空机制强化资本市场外部治理作用的角度研究其对公司投资效率的影响。

本文研究的问题还与股票市场的信息生产功能有关。股票市场的信息生产会对实体经济产生影响(Dow和Gorton, 1997)。二级市场股票价格所传递的信息包括过去的投资质量和未来的投资机会。管理层的薪酬往往与股票价格相关,管理层有激励利用所有的信息做出合理的投资决策,将股价维持在高位。在信息有效的均衡下,二级市场的投资者拥有管理层所没有的信息(例如投资者关于公司的成长机会、运营状况和市场环境的态度),管理有激励从股价波动中“学习”投资者的私人信息、做出更好的投资决策。该理论得到了大量实证研究的支持。Chen等(2007)通过测量股票中私人信息含量,考察股票信息对公司投资-投资机会敏感度的影响。该文结果发现股票的私人信息含量对公司的投资-股价敏感度有显著的正向影响,说明管理层从股票价格中学习信息并将该信息应用到公司的投资决策中。Foucault和Fresard(2014)发现管理层不仅从本公司股票价格中学习信息,也从同行业的股票价格中学习信息——由于同行业的公司的未来基本面信息具有相关性,当本公司股票的价格信息不充分时,管理层可以根据同行业其他公司股票的价格涨幅推断未来的产品市场情形,从而做出更好的投资决策。Luo(2005)和Edmans等(2012)利用公司的并购决策以及并购之后的反应来说明管理层从股价变动中学习信息。Edmans等(2017)利用27个国家逐步通过“反内部交易法”作为“准自然实验”,认为该法律改变了股价中的信息来源而非信息总量(强化反内部交易法减少了管理层信息对股价的影响,增加了外部投资者对股价的影响),利用双重差分法验证了管理层从股价变化中学习外部投资者的私有信息。本文承接该类文献,认为除“融资融券作为外部治理机制”这一渠道外,融资融券机制影响公司投资-Q敏感度还可以通过另一个渠道,即融资融券制度的引入导致管理层更有激励从股价波动中学习投资者私有信息、并据此调整投资决策。

中国于2010年开始融资融券试点,逐步有条件地放开卖空限制。这为实证检验卖空限制的影响提供了良好的政策实验。早期关于融资融券的研究大多关注其对股市定价效率影响。例如,李科等(2014)通过对比白酒行业“塑化剂事件”可卖空股票和不可卖空股票的收益影响,发现不可卖空组的股票出现异常

高估,负面信息无法及时释放。李志生等(2015a)发现融资融券改善了股市的定价效率。李志生等(2015b)发现融资融券交易显著降低了股票价格的跳跃风险,有利于防止股票价格的暴涨暴跌。肖浩和孔爱国(2014)发现融资融券业务降低了股价特质性波动的非信息效率因素,这是由于卖空成本使得噪音交易者处于不利位置,从而退出交易。近期也有研究发现融资融券发挥作用取决于融资业务和融券业务的比例,例如南晓莉和张艺缤(2018)认为我国股票市场的融资与融券交易的不对称性(表现为融券交易量远小于融资交易量)导致融券对信息效率的正面效应可能被融资带来的负面效应抵消。也有文献研究融资融券对公司实际决策的影响。例如倪晓然和朱玉杰(2017)发现企业面对卖空压力会更少地承担风险。陈晖丽和刘峰(2014)发现在市场化程度较高的地区,融资融券抑制了公司盈余管理,认为这体现了融资融券的治理效应。顾乃康和周艳利(2017)发现融资融券标企业的新增外部权益融资、债务融资以及外部融资总额均显著减少,且债务融资减少更为突出,从而认为卖空机制作为一种外部治理机制发挥了事前威慑作用,约束了企业的融资行为。赵文庆和王婧(2017)发现融资融券制度引入使得企业现金股利支付量显著减少,认为其原因是融资融券制度提升了投资者信念的异质程度以及公司的投资效率。

与本文最相似的国内研究是靳庆鲁等(2015)。该文从实物期权理论的角度出发,认为融资融券制度所带来的卖空压力能够在投资机会较差的公司改善公司内部治理并减少过度投资,进而提升投资效率。本文与靳庆鲁等(2015)有三个主要的区别。第一,靳庆鲁等(2015)只检验了融资融券制度的公司治理机制,而本文不但探讨了该制度的治理作用,也分析其所带来的“学习效应”(即增强了管理层从股价波动中学习私人信息的激励),并通过横截面分析来区分这两种渠道。第二,靳庆鲁等(2015)采用营业收入增长来衡量投资机会,而本文采用文献中更常用的指标托宾Q。营业收入增长不受股价波动的(直接)影响,因此无法用来检验管理层是否“学习”了外部投资者的私人信息;而托宾Q可被视为股价的代理变量(Chen等,2007;Edmans等,2017),当股价中的私人信息含量较高时,托宾Q的变化能够体现投资者对投资项目的私人信息,因此投资-托宾Q敏感性可以反映管理层在做投资决策时参考股价波动的程度。Edmans等(2017)特别强调了讨论投资效率时,衡量投资机会不应该仅仅用“非价格化”的指标,例如现金流或者营业收入增长,而应该关注“价格化”的指标。第三,由于采用不同的衡量投资机会的指标,本文的发现与靳庆鲁等(2015)有所不同。后者发现融资融券制度只对投资机会较差的公司的投资效率具有改善作用,即减少了这些公司的过度投资;而本文发现该制度对投资效率的改善作用具有对称性,不但减少了投资机会较差的公司的过度投资,也减少了投资机会较好的公司投资不足的情况。另外,本文也与陈康和刘琦(2018)密切相关。该文从融资融券制度引入提升股价信息含量的角度,发现融资融券制度提升了投资-股价敏感度。本文既关注融资融券制度强化外部治理机制(“间接影响渠道”),又关注融资融券制度增强管理层从股价变化中学习信息的激励(“直接影响渠道”),并通过横截面检验证明两个渠道同时存在。另外,不同于靳庆鲁等(2015)、陈康和刘琦(2018)等文献简单利用财务指标或者股价指标进行倾向分数匹配,本文基于交易所相关文件,尝试按照交易所选择融资融券标的股的标准来“复制”其选择过程,尽可能增加匹配样本与融资融券标的股的可比性。

三、理论分析和假设提出

融资融券作为一种信用交易,放大了个体投资者的投资额度及其对市场价格的影响。股票二级市场价格整合了不同投资者对于公司基本面的私人信息,可以成为信息沟通的桥梁。投资者可以通过向不同方释放信息,从而对公司决策产生影响。

一方面,外部投资者可以通过融资融券操作影响价格、向其他投资者以及其他利益相关者输送信息,从而间接影响公司融资、投资和运营等方面的实际决策。如果外部投资者获得了关于公司基本面的负面

信息,并且通过抛售股票或者卖空操作等方式使信息进入股价,股价就会下跌。股价下跌除了影响股权融资成本以外,还会向其他投资者和利益相关者发送负面信号。债权人可能会停止向公司提供贷款或者要求更高的贷款利息,供货商可能会拒绝提供商业信用,顾客可能会减少购买公司产品或者拒绝提供预付款,监管机构也可能介入调查。这将极大影响公司的经营和投资。相反,如果外部投资者获得了关于公司的正面信息,并通过购买股票使得信息进入价格,股价就会上涨。股价的上涨往往被市场视为正面信号,使得公司能够获得更多低成本融资。融资融券制度所提供的信用交易,丰富了交易方式,提升了单个投资者的交易额度,增强了投资者通过价格传递信息的能力,加速了投资者私人信息在投资者和其他利益相关者群体中的扩散。考虑到这个因素,企业内部人有激励约束自己的低效率投资行为。从这个角度,融资融券制度的引入,强化了资本市场对上市公司的约束,可以作为一种外部治理机制对公司的实际投资产生影响。本文称这种信息传递机制为融资融券制度影响企业决策的“间接渠道”。

另一方面,股价波动也可以直接影响公司内部人的决策。股价本身在首次公开发行之后,除非进行再融资,否则不再具有资源分配的功能,但股价汇总了外部投资者对公司基本面和相关运营情况的看法,对公司内部人具有参考意义。Dow 和 Gorton(1997)从信息有效性的角度分析二级市场价格如何影响资源分配的有效性。该文指出,二级市场股票价格包含管理层进行投资决策时需要但不具备的信息。投资者通过交易将信息释放进入股价,管理层有激励利用股价中的信息来调整投资决策,从而实现了“二级市场定价效率”和“实体经济投资效率”之间的联动。Chen 等(2007)和 Edmans 等(2017)的实证结果也支持管理层从股价波动中学习信息的观点。从这个角度,融资融券制度的引入加速了投资者与公司内部人之间的信息传递,增强了公司内部人从股价中“学习”投资者私人信息的激励,本文称为“直接影响渠道”。这也是成熟资本市场的一个重要功能。

综上,首先,无论是“间接渠道”(作为外部治理机制)还是“直接渠道”(管理层学习信息),融资融券制度的引入有助于增加公司投资-Q 敏感度。我们做出如下假设:

假设 1:公司成为融资融券标的之后,投资-Q 敏感度得到提升。

在此基础上,我们通过横截面分析来区分如上两个渠道。如果“间接渠道”存在,融资融券起到外部治理机制的作用,则在内部治理水平较低的企业中,其对投资效率的影响应该更为突出。由此,我们做出如下假设:

假设 2:在内部治理水平较低的企业中,融资融券制度的引入对投资-Q 敏感度的影响更大。

如果“直接渠道”存在,管理层从股价变动中学习投资者私人信息的激励取决于股价信息结构(Edmans 等,2017)。之前文献发现,如果没有卖空机制,分析师倾向于“报喜不报忧”(许年行等,2012)。卖空机制引入后,分析师有更强的激励做出客观预测,因为正面信息和负面信息都可以通过交易(买入或者卖空)进入股价,管理层更有激励从股价的变动中学习信息。在这个意义上,分析师(或者研报)关注度高的企业,其投资-Q 敏感度受到融资融券制度引入的影响应该更大。另外,管理层学习信息并用于指导实际投资的行为受制于企业融资约束。在可以获得充足外部融资支持的企业中,管理层更容易根据股价信号调整投资(尤其是面临较好投资机会、需要扩大投资规模时),融资融券制度的引入对投资-Q 敏感度的影响应该更大。同时,管理层“学习信息”的激励受到其自身持股比例的影响:管理层从股价变化中学习外部投资者私人信息、调整投资决策,有利于提高投资效率、改善企业经营绩效,从而增加企业未来现金流;而管理层持股越多,其从企业投资效率改善中得到的私人收益越大,从而越有激励学习股价中的私人信息、提高企业投资效率。所以,在管理层持股比例高的企业中,融资融券制度引入对投资-Q 敏感度的影响应该更大。

由此,我们做出如下假设:

假设 3:在分析师(或者研报)关注度较高、融资约束较弱、管理层持股比例较高的企业中,融资融券制度的引入对投资-Q 敏感度的影响更大。

四、实证检验

(一)研究设计与计量方法

本文的基本统计方法是双重差分法(Difference-in-differences)。本文采用融资融券制度的引入和逐步扩容作为“准自然实验”,将我国上市公司分为两组,一组为实验组(获得融资融券标的股资格的公司),另一组为控制组(没有获得该资格的公司),通过对比这两组公司在政策实施前后特征变化的差异来评估该政策所带来的净效应。双重差分法能够控制不同公司共有的时间趋势,一定程度上减少逆向因果和省略变量对于结论的削弱。

为了研究融资融券制度的引入对公司投资决策影响,本文沿袭投资理论中的托宾Q理论,基于Fazzari等(1988)的模型进行拓展,计量模型设定如下:

$$Invest_{i,t} = \beta_0 Margin_{i,t-1} + \beta_1 Q_{i,t-1} + \beta_2 Margin_{i,t-1} \times Q_{i,t-1} + \Phi X_{i,t-1} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Invest_{i,t}$ 是衡量公司 i 在第 t 期的投资水平。参考之前文献,本文用两种方法衡量投资水平,分别为使用期初总资产标准化的“固定资产净额变动+在建工程净额变动”(Invest_1)和使用期初总资产标准化的“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的资金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额”(Invest_2)。 $Margin_{i,t-1}$ 为虚拟变量,如果公司 i 在第 t 期是融资融券试点标的,则取值为1,否则取值为0。 $Q_{i,t-1}$ 表示公司 i 在第 $t-1$ 期的托宾Q, $X_{i,t-1}$ 表示公司 i 的控制变量在第 $t-1$ 期的取值,FE 表示固定效应(在不同的设定下我们分别控制企业和年度固定效应,或者企业和行业-年份固定效应), $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项。我尤其感兴趣系数 β_1 和 β_2 , β_1 反映了企业的投资-Q 敏感度,而 β_2 则直接反映了融资融券制度的引入对投资-Q 敏感度的影响。

值得注意的是,在研究企业投资行为的文献中,学者们从不同角度解读托宾Q对应系数(β_2)的含义。传统的投资理论使用托宾Q作为公司成长机会的衡量,故投资-Q敏感度反映了企业利用投资机会的效率,例如Fazzari等(1988)。该文认为企业未充分利用投资机会的原因是融资约束过紧,当需要使用外部融资支持投资时,企业会由于融资成本过高而导致投资不足的问题。而Chen等(2007)和Edmans等(2017)将托宾Q看作是股价的代理变量,认为当股价中的私人信息含量较高,托宾Q的变化能够体现投资者对投资项目的私人信息,该系数反应的是管理层在做投资决策的时候参考股价变化、学习投资者私人信息的程度——沿此思路,投资-Q敏感度可以用于检验融资融券是否通过“管理层学习信息”(直接渠道)影响企业投资。

参照已有文献,本文的控制变量包括公司规模、现金流、杠杆率、董事会规模、独立董事比例、第一大股东持有比例、产权性质以及可能影响股票是否被选为融资融券试点标的股的关键变量如流通市值、换手率以及收益率波动率等。规模较大的公司抵押品充足、融资约束少,但往往处于企业生命周期的中后期,投资力度不大。经营性现金流净额可以作为公司流动性的量度,流动性较高的公司,投资更少依赖于外部融资。董事会规模、独立董事比例、第一大股东持有比例分别衡量了公司治理的水平。产权性质用于捕捉国有企业与非国有企业的投资风格差异(一般而言,国有企业的投资更加保守)。需要说明的是,与Chen等(2007)和Edmans等(2017)等文献一致,本文回归中,现金流用当期值,Margin、托宾Q以及其他控制变量使用滞后一期值。表1列示了主要变量的变量名及其具体构建方法。

①2013年有两次扩容,第一次扩容之后的股票可能会被剔除,本文依然认为本年度该股票为融资融券试点,这是由于前半个财政年度对公司决策的影响很大,而且投资决策在作出后很难以撤回,故本文认为2013年的实验组是两次扩容公布名单的并集。

表1 主要变量一览

变量名	构建方法
Invest_1	固定资产净额变动+在建工程净额变动,使用期初总资产标准化,取百分数(%)
Invest_2	购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的资金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额,使用期初总资产标准化,取百分数(%)
Q	托宾Q,定义为(股票总市值+债务账面价值)/总资产
Margin	当期为融资融券标的股的取值为1,反之为0
Size	公司总资产的对数值
CFO	公司经营性现金流净额,并用期初总资产标准化
Lev	总负债/总资产
Share_Top1	第一大股东持股比例,取百分数(%)
Board Size	董事会人数
Ind	独立董事占董事会人数的比例
Directors	
Market Cap	流通市值对数值
Turnover	日均换手率的对数值,即个股换手率/基准指数换手率的日均值,个股换手率和指数换手率计算方法都是日交易金额/流通市值,上证A股使用上证综指(000001)为基准指数,深证A股使用深证成指(399001)作为基准指数
Id Volatility	股票日收益率标准差/基准指数的收益率标准差,收益率即(当日收盘价-前日收盘价)/前日收盘价
SOE	公司实际控制人为国有企业和非企业单位(除自治组织)时取值为1,其他取值为0

(二)数据来源与样本选择

中国证监会2010年3月31日首次公布了90支标的股作为融资融券的试点,主要以市值较大、流动性较好、波动性较小等为选择标准,并在随后分别进行了五次扩容,至2016年12月12日公布的最新名单中,沪深股市具有融资融券资格的股票共950支,具体数据见表2。

表2 融资融券标的股历次扩容事件

新增股票数	2010/03/31	2011/12/05	2013/01/31	2013/09/16	2014/09/22	2016/12/12
上交所	50	180	300	400	500	525
深交所	40	98	200	300	400	425

本文的研究样本为中国沪深两市A股上市公司2008年至2016年数据。在此基础上,本文剔除以下观测值:(1)ST的上市公司^①;(2)金融行业上市公司(即证监会一级行业指标为金融业的公司);(3)自变量数据不全的公司;(4)资产负债率大于1的观测。为了控制极端值的影响,所有企业层面的连续变量均做1%去尾处理。本文的财务数据与股票市场数据来源于CSMAR数据库,融资融券的试点名单来自沪深交易所网站。表3列示了全样本主要变量描述性统计。从表3所显示的均值和分位数的相对大小来看,变量的分布基本符合正态。

①本文将ST股票定义为存在某段时间被标注过ST标识的股票。

表3 描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	P25	P50	P75	样本量
Invest_1	4.161	10.033	-16.234	63.493	-0.386	1.464	5.794	15326
Invest_2	6.030	6.984	-4.080	39.774	1.431	3.943	8.187	15444
Q	2.638	1.907	0.536	11.935	1.423	2.032	3.127	15439
Margin	0.242	0.429	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	15444
Size	22.10	1.27	19.35	25.75	21.20	21.93	22.83	15444
CFO	0.051	0.092	-0.261	0.371	0.004	0.049	0.099	15444
Lev	0.458	0.209	0.050	0.900	0.294	0.457	0.622	15444
Share_Top1	35.33	15.22	8.81	74.98	23.15	33.34	45.95	15442
Board Size	8.834	1.771	5.000	15.000	8.000	9.000	9.000	15415
Ind Directors	0.372	0.053	0.300	0.571	0.333	0.333	0.400	15415
SOE	0.471	0.499	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000	15444
Market Cap	15.32	1.02	11.79	17.95	14.64	15.29	15.94	15439
Turnover	1.991	1.209	-0.858	4.836	0.985	2.239	2.957	13680
Id Volitivity	1.519	0.391	0.803	2.952	1.258	1.467	1.699	13680

(三)主要回归结果

我们对模型(1)进行回归估计,结果见表4。其中,第(1)(2)(3)列使用期初总资产标准化的“固定资产净额变动+在建工程净额变动”(Invest_1)来衡量投资,第(4)(5)(6)列使用期初总资产标准化的“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的资金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额”(Invest_2)来衡量投资;第(1)(2)列和第(4)(5)列控制当期的现金流,以及滞后期的企业规模、杠杆率、第一大股东持股占比、董事会规模、董事会中独立董事占比、是否国企,第(3)(6)列则进一步控制了流通市值、换手率以及收益率波动率等可能影响股票是否被列为融资融券标的的因素;各列分别控制“企业和年度固定效应”或者“企业和行业-年度固定效应”。结果显示,融资融券制度的引入在各种回归设定下均显著提高了投资-Q敏感度。以第(3)列为例,对于非融资融券标的的企业,投资-Q敏感度(以托宾Q对应的系数计)为0.525;而融资融券标的企业的投资-Q敏感度要高出0.642,约120%。综合各列回归,在不同衡量指标和回归设定下,融资融券制度的引入导致企业的投资-Q敏感度提高60%~120%。这意味着,融资融券制度对企业投资决策的影响不仅在统计意义上显著,而且在经济意义上重要。

另一方面,考察融资融券制度对企业投资水平的整体影响,需要同时考虑融资融券制度的一阶影响以及通过影响投资-Q敏感性带来的间接影响,即应该考察模型(1)中的 $\beta_0 + \beta_2 \times Q_{it-1}$ 。根据表4,综合各列回归,在不同衡量指标和回归设定下,对于一家托宾Q处于平均水平(2.5左右)的企业而言,融资融券制度的引入会降低投资水平,下降幅度约为样本中值水平的2%~18%。这与Grullon等(2015)关于美国卖空限制放松影响企业投资的研究结论一致,该文发现美国放松卖空限制对投资产生了抑制作用,投资率相对于样本均值下降约10%。

事实上,关于融资融券的研究已经有大量证据证明放松卖空限制使得中国上市公司减少融资和降低杠杆(顾乃康和周艳利,2016),这意味公司将在一定程度上失去投资的资金支持,投资减少也在情理之中。在控制变量上,企业规模、杠杆率、对投资有显著的负影响,而现金流和第一大股东持股占比有显著的正影响,董事会规模和独董占比的影响不显著,国企的投资率显著更低。如果考虑流通市值、换手率以及收益

率波动率等可能影响股票是否被列为融资融券标的的因素,我们发现市值和换手率对投资率有显著正影响,而收益率波动率的影响不显著。

表4 主回归:融资融券如何影响投资-Q敏感度

VARIABLES	(1) Invest_1	(2) Invest_1	(3) Invest_1	(4) Invest_2	(5) Invest_2	(6) Invest_2
Margin	-1.496*** (-3.075)	-1.832*** (-3.701)	-1.878*** (-3.645)	-0.781** (-2.491)	-0.870*** (-2.754)	-0.793** (-2.460)
Q	0.664*** (5.782)	0.692*** (5.703)	0.525*** (3.240)	0.440*** (6.080)	0.420*** (5.655)	0.383*** (3.954)
Margin × Q	0.571*** (3.915)	0.685*** (4.547)	0.642*** (3.803)	0.284*** (3.025)	0.322*** (3.372)	0.226** (2.229)
CFO	15.637*** (8.335)	15.593*** (8.153)	16.978*** (8.378)	6.932*** (7.133)	6.656*** (6.761)	7.320*** (7.016)
Size	-4.040*** (-9.485)	-4.088*** (-9.420)	-4.659*** (-9.584)	-1.557*** (-6.723)	-1.645*** (-7.032)	-1.932*** (-7.173)
Lev	-8.956*** (-6.791)	-8.877*** (-6.722)	-8.289*** (-5.984)	-7.022*** (-9.043)	-6.859*** (-8.844)	-6.525*** (-7.848)
Share_Top1	0.049** (2.050)	0.040* (1.651)	0.055** (2.159)	0.047*** (3.541)	0.042*** (3.147)	0.048*** (3.439)
Board Size	-0.130 (-0.967)	-0.154 (-1.140)	-0.126 (-0.892)	0.097 (1.184)	0.077 (0.939)	0.100 (1.170)
Ind Directors	-2.629 (-0.815)	-2.675 (-0.832)	-2.638 (-0.777)	-1.727 (-0.869)	-1.928 (-0.972)	-2.492 (-1.187)
SOE	-2.077* (-1.761)	-2.158* (-1.833)	-2.077* (-1.725)	-1.129* (-1.731)	-1.139* (-1.710)	-1.167* (-1.701)
Market Cap			1.212*** (4.009)			0.541*** (2.843)
Turnover			0.365** (2.092)			0.206* (1.778)
Id Volatility			-0.163 (-0.552)			0.075 (0.413)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	No	No	Yes	No	No
行业-年度固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
观测数	15,326	15,322	13,584	15,444	15,440	13,676
调整 R2	0.182	0.187	0.190	0.417	0.424	0.425

注释:括号内为经过修正的t值,为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理,***,**, *分别表示在1%,5%和10%水平显著。

(四) 股价趋势与投资-Q敏感度的变化

之前文献(例如靳庆鲁等,2015)往往认为卖空机制对企业行为的影响具有“不对称性”,即卖空机制通常在公司面临较差的投资机会时发挥作用。当股价有下行压力时,卖空行为增多,放大股票的下跌幅度,将小幅波动变成大幅下跌,造成市场恐慌,从而进一步下跌。考虑到这一点,管理层有激励约束自己的“过度投资”倾向,及时缩减投资规模以应对变差的投资机会。而当公司面临较好的投资机会时,管理层的激励和行为基本不受卖空机制影响。但正如我们之前论述的,如果融资融券制度的引入提升了股价信息含量,管理层有更强的激励从股价变化中学习信息,则不管股价是否有下行趋势,投资-Q敏感度应该均有显著提升。

为了探究不同股价走势情况下融资融券对于投资-Q敏感度的影响,本文构造虚拟变量 $Downsize_{i,t-1}$, 当 $t-1$ 期的托宾 Q 相对上一期有所下降时取值为 1, 反之为 0, 以反映股价是否有下行趋势。^①我们应用如下回归模型:

$$\begin{aligned} Invest_{i,t} = & \beta_0 Marg_{i,t-1} + \beta_1 Q_{i,t-1} + \beta_2 Marg_{i,t-1} \times Q_{i,t-1} + \beta_3 Marg_{i,t-1} \times Q_{i,t-1} \times Downsize_{i,t-1} \\ & + \beta_4 Marg_{i,t-1} \times Downsize_{i,t-1} + \beta_5 Q_{i,t-1} \times Downsize_{i,t-1} + \beta_6 Downsize_{i,t-1} + \beta_7 Marg_{i,t-1} \times Downsize_{i,t-1} \\ & + \beta_8 Q_{i,t-1} \times Downsize_{i,t-1} + \beta_9 Downsize_{i,t-1} + \Phi X_{i,t-1} + FE + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $Downsize$ 表征托宾 Q 是否相对上一期有所下降,其余变量定义同模型(1)。我们感兴趣系数 β_3 。其含义是存在股价下跌趋势的实验组公司相对于实验组的其他公司在受到政策冲击之后投资-Q 敏感度变化的差别。回归结果见表 5。可见,不同于靳庆鲁(2015)的发现, β_3 并非显著异于零,这意味着融资融券制度对投资-Q 敏感度的提升作用并非局限于股价有下行趋势的情况——即使股价上升,投资-Q 敏感度仍有所增加。这与“管理层主动从股价变动中学习信息”的假设一致。

表 5 股价趋势对公司反应的影响

VARIABLES	(1) Invest_1	(2) Invest_1	(3) Invest_2	(4) Invest_2
Margin	-2.071*** (-3.650)	-2.363*** (-4.087)	-0.977*** (-2.711)	-1.106*** (-3.063)
Q	0.539*** (4.458)	0.563*** (4.410)	0.363*** (4.703)	0.348*** (4.406)
Margin×Q	0.672*** (4.363)	0.763*** (4.819)	0.339*** (3.320)	0.377*** (3.672)
Downsize	-0.983 (-1.556)	-1.093* (-1.663)	-0.715** (-2.258)	-0.667** (-2.042)
Downsize×Q	0.621*** (2.643)	0.582** (2.492)	0.516*** (4.152)	0.443*** (3.542)
Downsize×Margin	-0.662 (-0.829)	-0.421 (-0.522)	-0.624 (-1.513)	-0.494 (-1.194)
Downsize×Margin×Q	0.240 (0.621)	0.331 (0.846)	-0.103 (-0.547)	-0.039 (-0.206)

①股票价格的波动性大于其他公司特征的波动性。考虑较长时期内股价的变化,有助于识别股价的下行趋势,而且短期的波动。如果托宾 Q 值相对上年度下降,则我们可以认为该公司的股票价格有明显的下行趋势。

CFO	16.186*** (8.204)	16.070*** (7.986)	6.845*** (6.739)	6.498*** (6.316)
Size	-4.980*** (-10.223)	-5.073*** (-10.174)	-1.877*** (-6.913)	-1.997*** (-7.216)
Lev	-8.093*** (-5.522)	-7.912*** (-5.402)	-6.515*** (-7.575)	-6.342*** (-7.372)
Share_Top1	0.037 (1.366)	0.027 (0.975)	0.047*** (3.215)	0.041*** (2.744)
Board Size	-0.049 (-0.343)	-0.071 (-0.496)	0.125 (1.483)	0.103 (1.213)
Ind Directors	-2.108 (-0.627)	-1.988 (-0.592)	-1.129 (-0.553)	-1.270 (-0.622)
SOE	-1.286 (-0.974)	-1.321 (-1.004)	-0.963 (-1.358)	-1.023 (-1.420)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	No	Yes	No
行业-年度固定效应	No	Yes	No	Yes
观测数	14,027	14,023	14,151	14,147
调整 R2	0.195	0.202	0.437	0.444

注释:括号内为经过修正的t值,为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理,***,**, *分别表示在1%,5%和10%水平显著。

(五)融资融券标的股和非标的股的“可比性”问题

融资融券标的股并非随机选取,标的股与非标的股之间具有差异。本节借助“动态分析”和“倾向分数匹配”来尝试消除标的股和非标的股“可比性”带来的问题,增强结论的说服力。

1.对标的股和非标的股的“平行趋势”检验:动态分析

本文的实证设计是用“双重差分法”(DID)检验股票入选融资融券标的后其投资-Q敏感性的变化。双重差分法本身并不要求实验组和控制组一定是“同质”的(或者“随机选取”的),其在绝对量上可以有区别,但需要具有“平行的变化趋势”(parallel trends),即要求如果没有外来冲击的话,实验组和控制组应该是维持相同的变化趋势(Abadie, 2005; Roth, 2018)。在这个意义上,本文并不要求标的股和非标的股具有类似的投资-Q敏感度,而只要求其投资-Q敏感度在融资融券制度推行之前具有类似的变化趋势。

检验“平行趋势”的常用方法是研究在冲击发生前后的“动态变化”,即加入若干哑变量,分别表示冲击发生前一年、冲击发生当年、冲击发生后一年等,如果控制组和实验组在冲击发生之前没有显著区别而冲击发生之后有显著区别,则意味着“平行趋势”假设不能被拒绝,则可以认为控制组和实验组之间的区别并非是其本身导致,而是外生冲击导致(Bertrand和Mullainathan, 2003; Autor, 2003)。

类似地,本文观察投资-Q敏感度在被选为融资融券试点标的股前后若干年的变化。基于主回归的结构,此处我们将 $Margin_{it}$ 替换为四个变量 $Margin_{it}^1$, $Margin_{it}^0$, $Margin_{it}^1$ 和 $Margin_{it}^{2+}$ 。这是个虚拟变量分别代表下列四种情况:(1)公司i在一期后将会被选为试点股;(2)公司i在当期被选为试点股;(3)公司i在上一期被选为试点股;(4)公司i在两期或更长时间之前被选为试点股。如果平行趋势假设可以满足,则 $Margin_{it}^1$ 与托宾Q的交乘项的系数应该不显著,否则,主回归的结果并非单纯反映卖空限制的影响,也包括了在融资融券试点之前就已经存在的差异。换言之,在获得融资融券标的股资格以前,实验组的公司已

经表现出更高的投资-Q敏感度。为此,我们进行如下回归

$$\begin{aligned} \text{Invest}_{i,t} = & \beta_0 \text{Margin}_{i,t}^{-1} + \beta_1 \text{Margin}_{i,t}^0 + \beta_2 \text{Margin}_{i,t}^1 + \beta_3 \text{Margin}_{i,t}^{2+} + \beta_4 Q_{i,t-1} \\ & + \beta_5 \text{Margin}_{i,t}^{-1} \times Q_{i,t-1} + \beta_6 \text{Margin}_{i,t}^0 \times Q_{i,t-1} + \beta_7 \text{Margin}_{i,t}^1 \times Q_{i,t-1} \\ & + \beta_8 \text{Margin}_{i,t}^{2+} \times Q_{i,t-1} + \Phi X_{i,t-1} + \text{FE} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

回归结果见表6。可见,在各种回归设定下, $\text{Margin}_{i,t}^{-1}$ 与托宾Q的交乘项的系数均不显著,而 $\text{Margin}_{i,t}^{2+}$ 与托宾Q的交乘项的系数则全部在1%水平下显著,故我们不能拒绝“平行趋势假设”,主回归中Margin和托宾Q的交乘项的系数反映了融资融券制度引入对于投资-Q敏感度的提升作用,而非标的股和非标的股本身变化趋势的不同。

表6 动态效应

VARIABLES	(1) Invest_1	(2) Invest_1	(3) Invest_2	(4) Invest_2
Q	0.660*** (5.497)	0.683*** (5.392)	0.417*** (5.540)	0.397*** (5.170)
Margin ⁻¹	0.081 (0.097)	0.078 (0.091)	-0.300 (-0.539)	-0.204 (-0.362)
Margin ⁰	0.995 (1.496)	0.836 (1.246)	0.284 (0.638)	0.333 (0.754)
Margin ¹	-0.388 (-0.541)	-0.599 (-0.821)	-0.286 (-0.611)	-0.295 (-0.624)
Margin ²⁺	-1.788** (-2.436)	-2.365*** (-3.155)	-0.844* (-1.755)	-1.069** (-2.177)
Margin ⁻¹ ×Q	0.192 (0.524)	0.220 (0.589)	0.381 (1.606)	0.334 (1.388)
Margin ⁰ ×Q	-0.236 (-1.312)	-0.192 (-1.045)	0.053 (0.394)	0.029 (0.213)
Margin ¹ ×Q	0.148 (0.670)	0.206 (0.902)	0.156 (1.115)	0.158 (1.106)
Margin ²⁺ ×Q	0.765*** (4.127)	0.942*** (4.877)	0.442*** (3.969)	0.506*** (4.376)
CFO	15.729*** (8.379)	15.690*** (8.202)	6.939*** (7.143)	6.675*** (6.787)
Size	-4.094*** (-9.601)	-4.141*** (-9.508)	-1.599*** (-6.876)	-1.688*** (-7.188)
Lev	-8.812*** (-6.716)	-8.727*** (-6.650)	-6.914*** (-8.942)	-6.762*** (-8.754)
Share_Top1	0.049** (2.053)	0.040 (1.639)	0.047*** (3.571)	0.042*** (3.157)
Board Size	-0.124 (-0.920)	-0.146 (-1.080)	0.099 (1.211)	0.080 (0.981)
Ind Directors	-2.662 (-0.825)	-2.725 (-0.848)	-1.719 (-0.866)	-1.917 (-0.969)
SOE	-2.054* (-1.914)	-2.126* (-1.914)	-1.109* (-1.109)	-1.114* (-1.114)

	(-1.751)	(-1.819)	(-1.712)	(-1.686)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	No	Yes	No
行业-年度固定效应	No	Yes	No	Yes
观测数	15,326	15,322	15,444	15,440
调整R2	0.183	0.188	0.418	0.425

注释:括号内为经过修正的t值,为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理,***,**, *分别表示在1%,5%和10%水平显著。

2.倾向分数匹配回归

虽然以上“动态分析”可以检验平行趋势,在一定程度上可以说明实验组和控制组的差异是融资融券制度引入导致的,但是毕竟还有一些质疑,例如:第一,所谓“平行趋势”检验只是“不能拒绝”平行趋势假设,而非“证明存在”平行趋势,实际上,标的股和非标的股可能在融资融券引入之前在投资-Q敏感度的变化上就有差异,只不过我们的检验未能识别这种差异;第二,“平行趋势”假设往往还假设了变化的“连续性”,实际上,如果融资融券标的选取的某种机制导致标的股更可能发生投资决策的“跳跃”,从而偏离其趋势,而不一定是融资融券交易机制本身的影响。为了进一步增强标的股和非标的股的“可比性”,我们使用倾向分数匹配(Propensity Score Matching)方法,从所有非标的股中选取标的股的“匹配样本”,进行回归。

在主回归中,我们控制流通市值、换手率以及收益率波动率等可能影响股票是否被列为融资融券试点标的股的因素,结论没有明显变化。本节中我们进一步使用两种方法来做倾向分数匹配,提高实验组(标的股)和控制组(非标的股)的“可比性”,进一步检验结论的稳健性。

匹配方法之一是基于主回归的控制变量进行倾向分数匹配。具体地,本文首先识别所有融资融券标的的股票,取其成为标的股之前一年的数据。然后,本文用规模、杠杆率、现金流、第一大股东股权占比、董事会规模、独董占比、是否国有企业、流通市值、换手率、收益率波动率等指标作为匹配标准,进行马氏匹配(Mahalanobis Matching),并限定候选观测为同行业、同年度以增强可比性。对于每个标的股,我们选择与其最接近的一支非标的股。接下来,我们取所有标的股以及与其匹配的非标的股企业在所有年份的数据构成“匹配样本”,重新按照模型(1)执行主回归,回归结果如表7。可见,在各种回归设定下,融资融券制度的引入对投资-Q敏感度的提升保持稳健。

表7 匹配样本回归:基于主回归的控制变量

VARIABLES	(1) Invest_1	(2) Invest_1	(3) Invest_2	(4) Invest_2
Margin	-1.976*** (-3.963)	-2.286*** (-4.505)	-0.923*** (-2.856)	-1.056*** (-3.268)
Q	0.588*** (3.596)	0.562*** (3.313)	0.465*** (4.805)	0.389*** (3.827)
Margin×Q	0.684*** (4.572)	0.811*** (5.205)	0.272*** (2.690)	0.352*** (3.410)
CFO	14.159*** (6.084)	14.103*** (5.862)	6.322*** (5.188)	5.851*** (4.631)
Size	-3.946*** (-7.964)	-4.085*** (-8.191)	-1.930*** (-6.759)	-2.100*** (-7.289)
Lev	-6.180*** (-3.903)	-6.246*** (-3.938)	-4.306*** (-4.160)	-4.276*** (-4.090)

Share_Top1	0.001 (0.023)	-0.007 (-0.247)	0.022 (1.434)	0.018 (1.172)
Board Size	-0.250 (-1.505)	-0.279* (-1.674)	0.035 (0.346)	0.003 (0.030)
Ind Directors	-1.494 (-0.379)	-1.345 (-0.342)	-0.176 (-0.076)	-0.671 (-0.292)
SOE	-1.731 (-1.189)	-1.782 (-1.231)	-1.258 (-1.500)	-1.375 (-1.601)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	No	Yes	No
行业-年度固定效应	No	Yes	No	Yes
观测数	9,341	9,335	9,400	9,394
调整R2	0.197	0.201	0.455	0.463

注释:括号内为经过修正的t值,为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理,***,
**, *分别表示在1%, 5%和10%水平显著。

匹配方法之二是尝试按照交易所选择融资融券标的股的标准来“复制”其选择过程。2010年融资融券制度刚开始试点时,上交所确定的标的证券范围为上证50指数成份股(50支股票),深交所确定的标的证券范围则为深证成指成份股(40只股票)。2011年11月,上交所正式发布《上海证券交易所融资融券交易实施细则》,规定标的证券为股票的,需要满足以下条件:标的证券为股票的,应当符合下列条件:(一)在本所上市交易超过3个月;(二)融资买入标的股票的流通股本不少于1亿股或流通市值不低于5亿元,融券卖出标的股票的流通股本不少于2亿股或流通市值不低于8亿元;(三)股东人数不少于4000人;(四)在过去3个月内没有出现下列情形之一:1、日均换手率低于基准指数日均换手率的15%,且日均成交金额小于5000万元;2、日均涨跌幅平均值与基准指数涨跌幅平均值的偏离值超过4%;3、波动幅度达到基准指数波动幅度的5倍以上;(五)股票发行公司已完成股权分置改革;(六)股票交易未被本所实行特别处理;(七)本所规定的其他条件。基于以上条件,上交所按照“从严到宽、从少到多、逐步扩大”的原则,选取并公布融资融券标的的名单。同月,深交所也发布了《深圳证券交易所融资融券交易实施细则》,关于标的股应满足条件的规定与上交所类似。随后,上交所和深交所均对交易实施细则做了修订,并对标的的名单进行定期调整。具体地,根据上交所和深交所历次调整公告的说明,范围的调整以“优先保留现有标的的股票”为基本原则,综合考虑市盈率、上市公司及市场情况等因素,对符合条件的股票,按照加权评价指标从大到小排序选取新增标的的股票,其中加权评价指标的计算方式为:加权评价指标=2×(一定期间内该股票平均流通市值/一定期间内沪市(或深市)A股平均流通市值)+(一定期间内该股票平均成交金额/一定期间内沪市(或深市)A股平均成交金额)。

基于此,在倾向分数匹配之前,我们首先删除满足以下条件至少一条的非标的股:(一)上市时间不足3个月;(二)流通市值低于8亿元;(三)股东人数少于4000人;(四)过去3个月^①内出现下列情形之一:1、日均换手率低于基准指数日均换手率的15%,且日均成交金额小于5000万元;2、日均涨跌幅平均值与基准指数涨跌幅平均值的偏离值超过4%;3、波动幅度达到基准指数波动幅度的5倍以上;(五)尚未完成股权分置改革;(六)股票不处于正常交易状态。考虑到交易所决定融资融券标的股时使用的“加权评价指标”主要考

①注意此处“过去3个月”是指融资融券名单更新之前的三个月,例如2011年12月第二批融资融券名单更新,我们取2011年9月-11月三个月的数据分析。此处基准指数涨跌幅是所有成分股涨跌幅的加权平均,权重为流动市值。换手率的计算方法类似。

虑股票在一定时期内的平均流通市值和平均成交金额,我们以过去3个月的平均流通市值和平均交易金额两个变量,用马氏匹配方法做倾向分数匹配。为了可比性,我们要求匹配公司来自于同一个交易所、同一个行业。该种匹配方法更加贴近交易所选择融资融券标的股票的标准和流程。使用该种匹配方法进行匹配样本回归的结果如表8所示。可见,融资融券制度的引入对投资-Q敏感度的提升保持稳健。

表8 匹配样本回归:基于交易所的选择标准

VARIABLES	(1) Invest_1	(2) Invest_1	(3) Invest_2	(4) Invest_2
Margin	-1.502*** (-2.820)	-1.787*** (-3.304)	-0.740** (-2.256)	-0.756** (-2.308)
Q	0.633*** (3.592)	0.635*** (3.493)	0.443*** (4.157)	0.387*** (3.531)
Margin×Q	0.580*** (3.321)	0.703*** (3.892)	0.225** (2.093)	0.275** (2.535)
CFO	11.969*** (5.392)	11.755*** (5.192)	5.764*** (4.802)	5.120*** (4.241)
Size	-4.135*** (-7.518)	-4.208*** (-7.557)	-2.035*** (-6.952)	-2.123*** (-7.216)
Lev	-7.423*** (-3.913)	-7.645*** (-4.021)	-5.347*** (-5.214)	-5.564*** (-5.385)
Share_Top1	0.021 (0.690)	0.015 (0.475)	0.041** (2.301)	0.039** (2.130)
Board Size	-0.186 (-1.021)	-0.225 (-1.223)	0.112 (1.037)	0.077 (0.713)
Ind Directors	0.212 (0.049)	-0.379 (-0.088)	-0.205 (-0.085)	-0.522 (-0.216)
SOE	-1.838 (-1.143)	-2.085 (-1.289)	-1.088 (-1.221)	-1.173 (-1.283)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	No	Yes	No
行业-年度固定效应	No	Yes	No	Yes
观测数	8,312	8,301	8,380	8,369
调整R2	0.208	0.214	0.469	0.479

注释:括号内为经过修正的t值,为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理,***,**, *分别表示在1%,5%和10%水平显著。

表4至表8的统计结果表明,融资融券制度的引入增加了公司投资-Q敏感度,加强了资本市场对公司投资决策的影响。为进一步明确作用机制,我们通过横截面分析提供更多证据。

(六)横截面检验

根据前文的分析,融资融券通过杠杆机制放大了单个投资者对于股价的影响能力,增加了信息注入量,从直接和间接两个渠道对公司的投资决策产生影响。本节将通过横截面检验区分这两个渠道。横截

面检验是通过不同的变量衡量影响机制的强弱构造分组变量,然后在回归中加入交乘项,观察系数是否显著。这种检验属于必要性条件,对需要验证的结论给出辅助性证据。

1.间接渠道(融资融券制度作为外部治理机制)

第一组截面用于检验“间接渠道”(融资融券制度作为外部治理机制)的存在性,主要基于公司内部治理水平构造分组变量。一方面,卖空限制的放宽给潜在的卖空者提供激励使其挖掘公司的负面信息,而内部治理较差的公司更有可能存在不利信息,故被卖空者袭击的可能性更高;另一方面,内部治理水平较差公司的管理层和股东意识到其承受更多的股票下行压力,会对股票的变化更加敏感。

基于上述分析,本文进一步猜想内部治理水平较差的公司投资-Q敏感度的增加可能更大。参考倪晓然和朱玉杰(2017)等文献,本文选择董事会规模、独立董事占比、第一大股东持股比例、关联交易量(使用总资产标准化)作为内部治理水平的量度。董事会规模越大,董事之间搭便车问题越突出,内部治理水平可能越差。独立董事占比越高,董事会更不可能与管理层或者大股东同流合污,内部治理水平更高。第一大股东股权占比越大,其控制权越强,管理层越可能屈从其压力、损害中小股东的利益,内部治理水平越低。关联交易量越大,利益输送可能越多,意味着内部治理水平越低。

我们以这些指标为分组变量,以同年度、同行业对应指标的中位数为界,把样本分为“高低”两组,进而把Margin这一变量转变为Margin_High和Margin_Low两个哑变量,其中Margin_High当且仅当该观测是融资融券标的股且位于“高指标”组取值为1(其他则取值为0),Margin_Low当且仅当该观测是融资融券标的股且位于“低指标”组取值为1(其他则取值为0),分别与托宾Q交乘进入回归。这种设定与Edmans等(2017)相似。回归结果如表7。可见,在内部治理水平比较低的企业中,融资融券制度的引入对投资-Q敏感度的提升作用在“点估计值”意义上更大,这系列结果支持我们的假设2,证明融资融券制度可以作为外部治理机制约束管理层的投资行为。同时,需要指出的是,虽然点估计值有差异,但(1)-(6)列回归中,这两个点估计值的差异并不显著,只有在以“关联交易量”衡量内部治理水平时,两组才有显著差异。这意味着,除了间接的“外部治理机制”的渠道,很可能还存在其他的渠道,即直接的“管理层学习信息”渠道,决定着融资融券制度对投资-Q敏感度的提升作用。

表9 横截面检验:融资融券作为外部治理机制

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	独董占比		董事会规模		第一大股东占比		关联交易	
	Invest_1	Invest_2	Invest_1	Invest_2	Invest_1	Invest_2	Invest_1	Invest_2
Q	0.692***	0.419***	0.693***	0.420***	0.692***	0.420***	0.688***	0.418***
	(5.699)	(5.653)	(5.709)	(5.665)	(5.701)	(5.657)	(5.662)	(5.624)
Margin	-1.837***	-0.872***	-1.865***	-0.894***	-1.842***	-0.889***	-1.954***	-0.945***
	(-3.712)	(-2.758)	(-3.737)	(-2.838)	(-3.697)	(-2.792)	(-3.872)	(-2.952)
Margin_High×Q (1)	0.669***	0.314***	0.790***	0.399***	0.711***	0.369***	0.887***	0.447***
	(4.044)	(3.038)	(3.163)	(2.745)	(3.835)	(3.148)	(4.450)	(3.587)
Margin_Low×Q (2)	0.705***	0.330***	0.676***	0.314***	0.669***	0.292***	0.595***	0.265***

	(4.207)	(3.106)	(4.446)	(3.235)	(4.118)	(2.906)	(4.105)	(2.986)
CFO	15.590***	6.655***	15.593***	6.656***	15.592***	6.655***	15.571***	6.637***
	(8.152)	(6.759)	(8.153)	(6.761)	(8.152)	(6.760)	(8.140)	(6.740)
Size	-4.086***	-1.644***	-4.088***	-1.645** *	-4.087***	-1.644***	-4.090***	-1.645***
	(-9.422)	(-7.026)	(-9.418)	(-7.032)	(-9.418)	(-7.029)	(-9.403)	(-7.024)
Lev	-8.878***	-6.860***	-8.868***	-6.854** *	-8.878***	-6.862***	-8.918***	-6.880***
	(-6.720)	(-8.843)	(-6.713)	(-8.830)	(-6.724)	(-8.856)	(-6.740)	(-8.861)
Share_Top1	0.040*	0.042***	0.040	0.042***	0.040	0.042***	0.041*	0.043***
	(1.647)	(3.146)	(1.643)	(3.134)	(1.630)	(3.095)	(1.692)	(3.181)
Board Size	-0.155	0.076	-0.159	0.073	-0.153	0.078	-0.154	0.076
	(-1.145)	(0.935)	(-1.175)	(0.890)	(-1.138)	(0.949)	(-1.142)	(0.934)
Ind Directors	-2.636	-1.911	-2.703	-1.944	-2.665	-1.914	-2.616	-1.889
	(-0.822)	(-0.965)	(-0.840)	(-0.981)	(-0.829)	(-0.965)	(-0.813)	(-0.952)
SOE	-2.161*	-1.140*	-2.160*	-1.140*	-2.159*	-1.141*	-2.204*	-1.168*
	(-1.836)	(-1.711)	(-1.835)	(-1.712)	(-1.834)	(-1.713)	(-1.873)	(-1.752)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	15,322	15,440	15,322	15,440	15,322	15,440	15,322	15,440
调整 R2	0.187	0.424	0.187	0.424	0.187	0.424	0.188	0.424
(1)和(2)系数差异 F检验对应P值	0.802	0.858	0.599	0.511	0.806	0.447	0.041	0.029

注释:括号内为经过修正的t值,为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理,***,**, *分别表示在1%,5%和10%水平显著。

2.直接渠道(管理层从股价变化中学习信息)

第二组截面分析检验“直接渠道”(管理层学习信息)的存在性。我们分别从分析师(或者研报)关注度、融资约束程度、高管持股比例等角度来分析。

分析师的主要工作是通过整合股票各类信息给出投资建议。之前文献发现,在存在卖空限制的情况下,看涨的报告更能促进交易,从而提高分析师的佣金收入(Irvine, 2004; Jackson, 2005; Ljungvist等, 2007),由于这一利益冲突的存在,分析师具有“乐观偏差”,倾向于“报喜不报忧”(许年行等, 2012)。卖空机制的引入有助于缓解这一状况。对于融资融券标的股,分析师给出看空报告,可以刺激投资者进行卖空操作,同样可以赚取佣金。在这个意义上,融资融券制度的引入降低了分析师的分析偏差,从而进一步增加了股价信息含量。极端情况下,如果在卖空机制引入之前,分析师完全“报喜不报忧”,而在卖空机制引入之后,分析师可以做出客观预测,则对于一支分析师关注度高的融资融券标的股票,在试点前后,其股价信息含量有显著提升,管理层更有激励从股价变动中学习信息。反之,如果某支股票完全不受分析师关注,噪音

交易占据多数,即使引入卖空机制,负面信息进入股价的速度也较慢,管理层从股价变动中学习信息的激励有限。所以,融资融券制度的引入对投资-Q敏感度的提升应该集中于分析师(或者研报)关注度高的企业中。本文将分析师关注度定义为 $\ln(1+\text{Analyst})$,其中Analyst为一年内对该公司进行过跟踪分析的分析师(团队)数目。为了计算的方便,缺失的变量填补为0。研报关注度与此类似。

我们也考虑融资约束的影响。本文参考Edmans等(2017)构建外部融资依赖度(External Financing Dependence,EFD):

$$\text{外部融资依赖度} = \frac{\text{资本支出} - \text{调整后的现金流}}{\text{资本支出}}$$

其中,调整后的现金流为经营性现金流、存货的减少、应收账款的减少、应付账款的增加之和,资本支出采用企业“构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金”来度量。需要特别指出的是,外部融资依赖度高,意味着企业可以获得较多的外部融资来支撑自身的资本支出,即企业所受的融资约束越弱。反之,如果企业资本支出主要来自于自身现金流,说明企业受到融资约束较强。如果管理层从股价变化中学习信息,当股价上升时,管理层主动增加投资,反之则主动收缩投资,那么,在融资约束弱的企业中这种效应应该更加明显。如果企业受到较强的融资约束,即使面临好的投资机会,管理层也无法增加投资。但是,另一方面,从治理的角度,如果融资融券主要作为外部治理机制发挥作用,其对融资受限的企业的影响应该更为显著,尤其是当股价有下行趋势时,卖空机制相当于“强迫”管理层缩减投资规模。在这个意义上,本节的横截面检验有助于我们区分“外部治理机制”和“管理层学习信息机制”两个渠道的相对强弱。

我们也考察高管持股比例的影响。管理层从股价变化中学习外部投资者私人信息、调整投资决策,有利于提高投资效率、改善企业经营绩效,从而增加企业未来现金流。从这个角度分析,管理层“学习信息”的激励受到其自身持股比例的影响:管理层持股越多,其从企业投资效率改善中得到的私人收益越大,从而越有激励学习股价中的私人信息、提高企业投资效率。本节用董监高持股比例(定义为董监高持股总量与公司总股数之比)来表征高管持股比例,考察融资融券制度对投资-Q敏感度的影响在高管持股多寡的企业中有何差异。

与之前第1节方法类似,我们以分析师关注度、研报关注度、外部融资依赖度、高管持股比例为分组变量,以同年度、同行业对应指标的中位数为界,把样本分为“高低”两组,进而把Margin这一变量转变为Margin_High和Margin_Low两个哑变量,其中Margin_High当且仅当该观测是融资融券标的股且位于“高指标”组取值为1(其他则取值为0),Margin_Low当且仅当该观测是融资融券标的股且位于“低指标”组取值为1(其他则取值为0),分别与托宾Q交乘进入回归。回归结果如表8。

可见,如第(1)-(6)列所示,与我们的预测一致,在分析师(或者研报)关注度高、融资约束弱的企业中,融资融券制度的引入对投资-Q敏感度的提升效应更为明显,且这一差异在统计意义上非常显著(p值约为0.1%)。对于高管持股比例高的企业,在系数“点估计值”的意义上,融资融券制度的引入对投资-Q敏感度的提升作用更大,但是该差异在统计上不显著,如第(7)、(8)列所示。整体而言,假设3得到了支持。这说明融资融券提升了资本市场的信息有效性,管理层从股价变化中学习信息并用于指导实际投资。

表 10 横截面检验:管理层学习信息

VARIABLES	(1) 分析师关注度		(3) 研报关注度		(5) 外部融资占比		(7) 高管持股比例	
	Invest_1	Invest_2	Invest_1	Invest_2	Invest_1	Invest_2	Invest_1	Invest_2
Q	0.690*** (5.682)	0.416*** (5.620)	0.692*** (5.706)	0.417*** (5.630)	0.668*** (5.508)	0.404*** (5.446)	0.691*** (5.695)	0.419*** (5.644)
Margin	-1.812*** (-3.689)	-0.862*** (-2.762)	-1.766*** (-3.577)	-0.840*** (-2.695)	-1.709*** (-3.479)	-0.822*** (-2.632)	-1.782*** (-3.562)	-0.842*** (-2.658)
Margin_High×Q (1)	0.905*** (5.626)	0.434*** (4.330)	0.880*** (5.489)	0.441*** (4.409)	1.163*** (6.416)	0.609*** (5.343)	0.752*** (4.672)	0.369*** (3.442)
Margin_Low×Q (2)	0.263 (1.326)	0.109 (1.033)	0.266 (1.346)	0.080 (0.778)	0.167 (1.121)	0.034 (0.377)	0.612*** (3.408)	0.275** (2.533)
CFO	15.524*** (8.115)	6.621*** (6.731)	15.560*** (8.141)	6.626*** (6.738)	16.754*** (8.635)	7.319*** (7.335)	15.595*** (8.154)	6.657*** (6.764)
Size	-4.216*** (-9.630)	-1.717*** (-7.270)	-4.212*** (-9.620)	-1.726*** (-7.304)	-4.150*** (-9.640)	-1.691*** (-7.257)	-4.106*** (-9.460)	-1.658*** (-7.071)
Lev	-8.840*** (-6.752)	-6.841*** (-8.857)	-8.838*** (-6.745)	-6.845*** (-8.867)	-8.977*** (-6.869)	-6.894*** (-8.935)	-8.897*** (-6.729)	-6.875*** (-8.857)
Share_Top1	0.040* (1.657)	0.042*** (3.167)	0.040* (1.645)	0.042*** (3.157)	0.043* (1.772)	0.044*** (3.249)	0.041* (1.669)	0.043*** (3.176)
Board Size	-0.160 (-1.185)	0.074 (0.900)	-0.155 (-1.147)	0.076 (0.929)	-0.167 (-1.237)	0.068 (0.839)	-0.153 (-1.133)	0.077 (0.943)
Ind. Directors	-2.873 (-0.892)	-2.024 (-1.020)	-2.732 (-0.849)	-1.955 (-0.987)	-2.817 (-0.877)	-2.031 (-1.025)	-2.702 (-0.840)	-1.953 (-0.984)
SOE	-2.177* (-1.856)	-1.147* (-1.723)	-2.155* (-1.836)	-1.141* (-1.714)	-2.111* (-1.800)	-1.117* (-1.682)	-2.148* (-1.824)	-1.133* (-1.700)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	15,322	15,440	15,322	15,440	15,322	15,440	15,322	15,440
调整 R2	0.188	0.425	0.188	0.425	0.191	0.427	0.187	0.424
(1)和(2)系数差异 F 检验对应 P 值	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.383	0.358

注释: 括号内为经过修正的t值, 为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理, ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平显著。

(七)稳健性检验

1.融资融券标的股名单在2013年的两次调整

正如本文之前说明,2013年融资融券标的股名单有两次调整,第一次扩容之后的股票可能会在第二次调整中被剔除。在主回归中,本文依然认为本年度该股票为融资融券试点,这是由于前半个财政年度对公司决策的影响很大,而且投资决策在做出后很难以撤回,故本文认为2013年的实验组是两次扩容公布名单的并集。本节中我们将第一批进入名单、第二批却被剔除的股票从实验组(标的股)改为控制组(非标的股),来检验结论的稳健性。具体地,主要涉及如下6支股票:000522白云山A;000898鞍钢股份;600074中达股份;600301南化股份;600381贤成矿业;601919中国远洋。其中,000522白云山A在2013年3月停牌、4月终止上市,其被广州药业合并,注销法人资格。600301南化股份与2013年5月被进行退市风险警示(*ST),并于2014年4月被进行特别处理(ST)。这两个公司涉及的观测全部删除。我们将另外4支股票从实验组划入对照组(非标的股),来查看回归结果是否有明显变化。回归结果如表4所示。可见,与原文主回归结果相比,无论是系数大小、t值以及R2均无明显变化,这意味着回归结果并非由融资融券标的的名单的局部“进出”调整所导致。本文结论保持稳健。

表 11 调整2013年融资融券标的的名单变动后的主回归结果

VARIABLES	(1) Invest_1	(2) Invest_1	(3) Invest_1	(4) Invest_2	(5) Invest_2	(6) Invest_2
Margin	-1.496*** (-3.075)	-1.832*** (-3.701)	-1.878*** (-3.644)	-0.782** (-2.495)	-0.872*** (-2.758)	-0.794** (-2.464)
Q	0.664*** (5.782)	0.692*** (5.702)	0.525*** (3.240)	0.440*** (6.079)	0.420*** (5.654)	0.383*** (3.954)
Margin×Q	0.571*** (3.915)	0.685*** (4.547)	0.642*** (3.802)	0.284*** (3.025)	0.322*** (3.373)	0.226** (2.229)
CFO	15.636*** (8.334)	15.592*** (8.152)	16.978*** (8.378)	6.930*** (7.131)	6.654*** (6.759)	7.319*** (7.014)
Size	-4.040*** (-9.485)	-4.088*** (-9.419)	-4.659*** (-9.583)	-1.557*** (-6.722)	-1.645*** (-7.031)	-1.932*** (-7.171)
Lev	-8.957*** (-6.791)	-8.878*** (-6.722)	-8.290*** (-5.983)	-7.020*** (-9.040)	-6.858*** (-8.841)	-6.524*** (-7.845)
Share_Top1	0.049** (2.050)	0.040* (1.651)	0.055** (2.160)	0.047*** (3.540)	0.042*** (3.146)	0.048*** (3.438)
Board Size	-0.130 (-0.967)	-0.154 (-1.140)	-0.126 (-0.893)	0.097 (1.184)	0.077 (0.938)	0.100 (1.169)
Ind Directors	-2.629 (-0.815)	-2.675 (-0.832)	-2.636 (-0.776)	-1.727 (-0.868)	-1.927 (-0.972)	-2.490 (-1.186)
SOE	-2.076* (-1.761)	-2.157* (-1.833)	-2.077* (-1.725)	-1.129* (-1.732)	-1.139* (-1.710)	-1.167* (-1.701)
Market Cap			1.212*** (4.010)			0.541*** (2.842)
Turnover			0.365** (2.093)			0.206* (1.774)

Id Volatility			-0.163 (-0.552)			0.075 (0.416)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	No	No	Yes	No	No
行业-年度固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
观测数	15,322	15,318	13,580	15,440	15,436	13,672
调整R2	0.182	0.187	0.190	0.417	0.424	0.425

注释:括号内为经过修正的t值,为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理,***,**,*分别表示在1%,5%和10%水平显著。

2. 股价波动性变化对本文结论的影响

本文所研究的投资-Q敏感度,本质上是研究投资变化与股价变化的某种“同步性”;考虑到托宾Q可以衡量投资机会(即托宾Q与投资机会之间具有某种“同步性”),故投资-Q敏感度也可视为投资变化与实际投资机会变化的“同步性”。但是,从回归的角度,回归系数不仅捕捉了以上“同步性”,也杂糅了托宾Q波动性(或者说股价波动性)变化带来的影响。

股价波动性变化既可能与股市整体的周期性波动有关,又可能是受到融资融券制度引入的具体影响。对于前者,本文所有回归中都控制了年度固定效应,控制宏观层面的股市波动,尽可能消除股市周期性变化带来的影响。对于后者,融资融券制度引入可能会对股价波动造成影响,但相关文献结论不尽一致。肖浩和孔爱国(2014)发现融资融券制度引入后股价的特质性波动降低,并认为其原因是融资融券业务降低了股价特质性波动的非信息效率因素。陈海强和范云菲(2015)发现融资融券制度的推出降低了融资融券标的个股波动率。但是,林祥友等(2016)发现从股票超常收益率来看,融资融券制度具有“助涨助跌”的作用,这意味着融资融券制度增大股价波动。王朝阳和王振霞(2017)发现在实行涨跌停制度的情况下,引入融资融券制度会加剧股价波动。李锋森(2017)则从股市长期波动的角度,发现融资融券对股市周期性波动(牛市-熊市周期)没有显著影响。

参考Hanlon等(2015)等,我们使用标准化回归方法(standardized regressions)来尝试解决这一问题。我们使用下面的模型:

$$\text{Invest}_{it} = \beta_0 \text{Margin}_{it-1} + \beta_1 1_{\{\text{Margin}_{it-1}=0\}} \times Q_{it-1} + \beta_2 1_{\{\text{Margin}_{it-1}=1\}} \times Q_{it-1} + \Phi X_{it-1} + \text{FE} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $1_{\{\text{Margin}_{it-1}=0\}} \times Q_{it-1}$ 表示对于非融资融券标的股以及标的股的非融资融券期取值为Q,其他则取值为零; $1_{\{\text{Margin}_{it-1}=1\}} \times Q_{it-1}$ 表示对于融资融券标的股的融资融券时期取值为Q,其他则取值为零。我们将自变量中的连续变量都变成均值为零、方差为1的变量,再进行回归,这时系数的含义为自变量变化一个标准差对因变量造成的影响。其中, $1_{\{\text{Margin}_{it-1}=0\}} \times Q_{it-1}$ 和 $1_{\{\text{Margin}_{it-1}=1\}} \times Q_{it-1}$ 这两个交叉项,都存在大量零值,我们只取其非零的部分做标准化,这样操作相当于消除了Q本身均值和标准差在融资融券样本和非融资融券样本中的系统性差异所带来的影响。我们感兴趣的是 β_2 是否显著大于 β_1 。如果 β_2 显著大于 β_1 ,则意味着融资融券制度引入提升了投资-Q敏感度,且该种提升并非是由于Q本身波动性变化所致。也有文献对因变量本身也进行标准化,此时系数的含义变为自变量变化一个标准差会造成因变量多少个标准差的变化。我们进行类似处理,作为稳健性检验。回归结果如表12。可见, β_2 显著大于 β_1 。之前结论保持稳健,即融资融券制度引入之后的确提升了投资-Q敏感度,且该种提升体现了投资与托宾Q(或者股价)之间的“同步性”增强,而非仅仅是Q本身波动性变化所致。

表 12 标准化回归结果

VARIABLES	(1) invest_1	(2) invest_2	(3) 标准化 invest_1	(4) 标准化 invest_2
Margin	-0.100 (-0.337)	-0.079 (-0.446)	-0.010 (-0.337)	-0.011 (-0.446)
$1_{\{Margin_{it-1}=0\}} \times Q_{it-1}$ (系数 β_1)	1.205*** (7.760)	0.850*** (9.203)	0.118*** (7.760)	0.115*** (9.203)
$1_{\{Margin_{it-1}=1\}} \times Q_{it-1}$ (系数 β_2)	2.172*** (8.876)	1.383*** (9.501)	0.213*** (8.876)	0.187*** (9.501)
CFO	1.386*** (13.672)	0.637*** (10.567)	0.136*** (13.672)	0.086*** (10.567)
Size	-4.984*** (-14.309)	-2.200*** (-10.624)	-0.489*** (-14.309)	-0.297*** (-10.624)
Lev	-2.057*** (-10.103)	-1.554*** (-12.833)	-0.202*** (-10.103)	-0.210*** (-12.833)
Share_Top1	0.738*** (2.975)	0.694*** (4.705)	0.072*** (2.975)	0.094*** (4.705)
Board Size	-0.185 (-0.939)	0.164 (1.395)	-0.018 (-0.939)	0.022 (1.395)
Ind Directors	-0.110 (-0.738)	-0.065 (-0.728)	-0.011 (-0.738)	-0.009 (-0.728)
SOE	-2.095*** (-2.817)	-1.190*** (-2.691)	-0.206*** (-2.817)	-0.161*** (-2.691)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
t 检验 ($\beta_1 = \beta_2$) 对应 P 值	0.000	0.000	0.000	0.000
观测数	14,943	14,943	14,943	14,943
调整 R2	0.184	0.417	0.184	0.417

注:括号内为 t 值;***,**, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平显著。

3.更为复杂的固定效应结构

参考 Edmans 等(2017),除了控制一阶的企业固定效应、年度固定效应或者行业-年度固定效应,我们也控制其“二阶效应”,即控制年度固定效应、行业固定效应或者行业-年度固定效应与托宾 Q 的交乘项。这一设定相当于控制了不同行业、不同年度整体的投资-Q 敏感度,可以更加精确地识别出融资融券制度本身对投资-Q 敏感度的影响。回归结果如表 13 所示。可见,在控制“二阶”的固定效应之后,融资融券制度的引入对投资-Q 敏感度的提升效应仍然显著,进一步验证了本文的主要结论。

表 13 更为复杂的固定效应结构

VARIABLES	(1) Invest_1	(2) Invest_1	(3) Invest_1	(4) Invest_2	(5) Invest_2	(6) Invest_2
Margin	-1.717*** (-3.535)	-1.301*** (-2.585)	-1.426*** (-2.851)	-0.795** (-2.537)	-0.630* (-1.956)	-0.650** (-2.012)
Q	0.288 (0.198)	-5.831 (-1.096)	-26.032*** (-13.734)	-1.662 (-1.268)	-6.589** (-1.989)	-18.909*** (-18.126)
Margin×Q	0.648*** (4.537)	0.455*** (2.797)	0.544*** (3.335)	0.286*** (3.067)	0.226** (2.132)	0.249** (2.290)
CFO	15.492*** (8.327)	15.604*** (8.241)	15.354*** (8.186)	6.934*** (7.214)	6.738*** (6.911)	6.551*** (6.883)
Size	-3.814*** (-8.967)	-4.032*** (-9.208)	-4.180*** (-9.439)	-1.509*** (-6.514)	-1.589*** (-6.592)	-1.594*** (-6.482)
Lev	-9.069*** (-6.941)	-8.870*** (-6.831)	-8.765*** (-6.859)	-7.030*** (-9.066)	-6.798*** (-8.782)	-6.692*** (-8.581)
Share_Top1	0.049** (2.055)	0.043* (1.796)	0.039 (1.627)	0.048*** (3.646)	0.044*** (3.302)	0.043*** (3.202)
Board Size	-0.129 (-0.964)	-0.161 (-1.203)	-0.144 (-1.070)	0.096 (1.173)	0.075 (0.921)	0.077 (0.946)
Ind Directors	-2.624 (-0.819)	-3.144 (-0.985)	-3.067 (-0.951)	-1.689 (-0.848)	-2.065 (-1.037)	-2.331 (-1.160)
SOE	-2.011* (-1.706)	-2.025* (-1.759)	-1.938* (-1.673)	-1.034 (-1.594)	-1.025 (-1.570)	-0.864 (-1.291)
行业和Q交叉项	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
年度和Q交叉项	No	Yes	No	No	Yes	No
行业-年度和Q交叉项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
年度固定效应	No	Yes	No	No	Yes	No
行业-年度固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
观测数	15,326	15,322	15,322	15,444	15,440	15,440
调整R2	0.189	0.197	0.202	0.419	0.427	0.431

注释:括号内为经过修正的t值,为了控制自相关问题在企业层面上做了聚类处理,***,**,*分别表示在1%,5%和10%水平显著。

五、结论与展望

本文以我国自2010年推行的融资融券制度作为政策实验,使用双重差分法检验了融资融券制度的引入对上市公司投资决策的影响。检验结果表明,在融资融券机制引入后,与控制组相比,实验组企业的投资-Q敏感度显著增加。不管股价是否有下行趋势,该种作用都存在。这意味着融资融券制度的引入强化了二级市场对公司投资决策的影响。本文用“动态分析法”做标的股和非标的股的“平行趋势检验”,结果表明标的股和非标的股在融资融券制度引入之前具有相似的投资-Q敏感度变化趋势,而在融资融券制度引入之后出现明显差异。另外,本文也利用倾向分数匹配方法增强实验组(标的股)和控制组(非标的股)的可比性,结论保持稳健。本文发现在公司治理水平较低的企业中,融资融券对投资-Q敏感度的提升作用更大,这说明融资融券制度发挥了外部治理机制的作用。但同时,即使在公司治理水平较高的企业中,融资融券制度同样显著提升了投资-Q敏感度。本文进一步发现,在分析师(或研报)关注度更高、融资约束更弱的企业中,融资融券对投资-Q敏感度的提升作用显著更大。这意味着融资融券制度的引入强化了管理层从股价变动中“学习”信息的激励。本文研究结果表明,融资融券通过强化外部投资者释放私人信息的能力,提升股价信息含量,分别从作为外部治理机制约束投资(“间接渠道”)和向管理层传递私人信息(“直接渠道”)两个渠道影响企业投资行为。

融资融券机制已经逐步成为我国资本市场的一个重要组成,不仅发挥着外部治理作用,也提升了股票市场信息生产的功能。因此,本文给出以下几点政策建议:第一,继续扩大融资融券标的证券的种类,合理挑选融资融券标的证券;第二,丰富融券渠道,积极推动各类专业机构投资者参与证券出借业务;第三,将卖空交易成本合理化,既不能过度放纵,也不能过度限制,鼓励依靠有效信息合理做空,坚决遏制通过卖空操纵股价造成市场恐慌的行为。

本文的证据说明融资融券在我国资本市场可以通过外部治理渠道间接地影响上市公司的投资决策,也可以通过增强管理层从股价变化中学习信息的激励直接地影响投资。其中,本文发现管理层信息学习渠道开始突显,这反映了我国资本市场日趋成熟。现有文献对“管理层如何从市场中学习信息”的理解和研究还远远不够。对其因果关系的准确识别和相关机制的直接证明将是一个有价值的课题。

参考文献

- [1] 陈晖丽和刘峰,2014,《融资融券和治理效应研究——基于公司盈余管理的视角》,《会计研究》第9期,45-52。
- [2] 陈海强和范云菲,2015,《融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析》,《金融研究》6期,159-172。
- [3] 陈康和刘琦,2018,《股价信息含量与投资-股价敏感性——基于融资融券的准自然实验》,《金融研究》第9期,126-142。
- [4] 顾乃康和周艳利,2017,《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》,《管理世界》第2期,120-134。
- [5] 靳庆鲁、侯青川、李刚、谢亚茜,2015,《放松卖空管制、公司投资决策和期权价值》,《经济研究》第10期,76-88。
- [6] 李锋森,2017,《我国融资融券助涨助跌了吗?——基于波动非对称性视角》,《金融研究》第2期,147-162。
- [7] 李科、徐龙炳、朱伟骅,2014,《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》第10期,165-178。
- [8] 李志生、陈晨、林秉旋,2015a,《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》,《经济研究》第4期,165-177。
- [9] 李志生、杜爽、林秉旋,2015b,《卖空交易与股票价格稳定性——来自中国融资融券市场的自然实验》,《金融研究》第6期,

- 173-188。
- [10] 林祥友、易凡琦、陈超, 2016,《融资融券交易的助涨助跌效应——基于双重差分模型的研究》,《投资研究》第4期, 74-86。
- [11] 南晓莉和张艺缤, 2018,《融资融券与资本市场信息效率——基于股价同步性视角的实证研究》,《投资研究》第2期, 102-121。
- [12] 倪晓然和朱玉杰, 2017,《卖空压力影响企业的风险行为吗? ——来自A股市场的经验证据》,《经济学(季刊)》第3期, 1173-1198。
- [13] 王朝阳和王振霞, 2017,《涨跌停、融资融券与股价波动率——基于AH股的比较研究》,《经济研究》第4期, 151-165。
- [14] 肖浩和孔爱国, 2014,《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》,《管理世界》第8期, 30-43。
- [15] 许年行、江轩宇、伊志宏、徐信忠, 2012,《分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险》,《经济研究》第7期, 127-140。
- [16] 赵文庆和王婧, 2017,《融资融券与上市公司现金股利政策》,《投资研究》第7期, 66-78。
- [17] Abadie, A., 2005, "Semiparametric Difference-In-Differences Estimators", *The Review of Economic Studies*, 72(1): 1-19.
- [18] Autor, D. H., 2003, "Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing", *Journal of Labor Economics*, 21(1): 1-42.
- [19] Bertrand, M. and Mullainathan, S., 2003, "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences", *Journal of Political Economy*, 111(5): 1043-1075.
- [20] Boehmer, E. and J. Wu, 2013, "Short selling and the price discovery process", *Review of Financial Studies*, 26(2), pp. 287-322.
- [21] Chen, Q., I. Goldstein, and W. Jiang, 2007, "Price Informativeness and Investment Sensitivity to Stock Price", *Review of Financial Studies*, 20(3), pp. 619-650.
- [22] Chen, S., Z. Sun, S. Tang, and D. Wu, 2011, "Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China", *Journal of Corporate Finance*, 17(2), pp. 259-271.
- [23] Danielsen, B. R. and S. M. Sorescu, 2001, "Why do Option Introductions Depress Stock Prices? A Study of Diminishing Short Sale Constraints", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(4), pp. 451-484.
- [24] Diamond, W. D. and R. E. Verrecchia, 1987, "Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information", *Journal of Financial Economics*, 18(2), pp. 277-311.
- [25] Diether, K. B., K. H. Lee, and I. M. Werner, 2009, "Short-Sale Strategies and Return Predictability", *Review of Financial Studies*, 22(2), pp. 575-607.
- [26] Dow, J. and G. Gorton, 1997, "Stock Market Efficiency and Economic Efficiency: Is There a Connection?" *Journal of Finance*, 52(3), pp. 1087-1129.
- [27] Edmans, A., I. Goldstein, and W. Jiang, 2012, "The Real Effects of Financial Markets: The Impact of Prices on Takeovers", *Journal of Finance*, 67(3), pp. 933-971.
- [28] Edmans, A., S. Jayaraman, and J. Schneemeier, 2017, "The Source of Information in Prices and Investment-Price Sensitivity", *Journal of Financial Economics*, 126(1), pp. 74-96.
- [29] Fang, V. W., A. H. Huang, and J. M. Karpoff, 2016, "Short Selling and Earnings Management: A Controlled Experiment", *Journal of Finance*, 71(3), pp. 1251-1293.
- [30] Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, B. C. Petersen, A. S. Blinder, and J. M. Poterba, 1988, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 141-206.
- [31] Foucault, T. and L. Fresard, 2014, "Learning from Peers' Stock Prices and Corporate Investment", *Journal of Financial Economics*, 111(3), pp. 554-577.
- [32] Glosten, L. and P. Milgrom, 1985, "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders", *Journal of Financial Economics*, 14(1), pp. 71-100.
- [33] Goldstein, I., and A. Guembel, 2010, "Manipulation and the Allocational Role of Prices", *Review of Economic Studies*, 75 (1), pp. 133-164.

- [34] Grullon, G., S. Michenaud, and J. P. Weston, 2015, "The Real Effects of a Short-Selling Constraints", *Review of Financial Studies*, 28(6), pp. 1737-1767.
- [35] Hanlon, M., R. Lester and R. Verdi, 2015, "The Effect of Repatriation Tax Costs on US Multinational Investment", *Journal of Financial Economics*, 116(1), pp. 179-196.
- [36] Hong, H. and J. C. Stein, 2003, "Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes," *Review of Financial Studies*, 16(2), pp. 487-525.
- [37] Irvine, P. J., 2004, "Analysts' Forecasts and Brokerage-firm Trading", *Accounting Review*, 79(1), pp. 125-149.
- [38] Jackson, A. R., 2005, "Trade Generation, Reputation, and Sell-side Analysts", *Journal of Finance*, 60(2), pp. 673-717.
- [39] Karpoff, J. M. and X. Lou, 2010, "Short Sellers and Financial Misconduct", *Journal of Finance*, 65(5), pp. 1879-1913.
- [40] Ljungqvist, A., F. Marston, L. T. Starks, K. D. Wei, and H. Yan, 2007, "Conflicts of Interest in Sell-side Research and the Moderating Role of Institutional Investors", *Journal of Financial Economics*, 85(2), pp. 420-456.
- [41] Luo, Y., 2005, "Do Insiders Learn from Outsiders? Evidence from Mergers and Acquisitions," *Journal of Finance*, 60(4), pp. 1951-1982.
- [42] Massa, M. B., B. Zhang, and H. Zhang, 2013, "Governance Through Threat: Does Short Selling Improve Internal Governance?", SSRN Working Paper.
- [43] Massa, M., F. Wu, H. Zhang, and B. Zhang, 2015, "Saving Long-Term Investment from Short-termism: The Surprising Role of Short Selling", SSRN Working Paper.
- [44] Miller, E. M., 1977, "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion", *Journal of Finance*, 32(4), pp. 1151-1168.
- [45] Roth, J., 2018, "Should we Adjust for the Test for Pre-Trends in Difference-in-Difference Designs?", Working Paper Available at <https://arxiv.org/pdf/1804.01208.pdf>.
- [46] Sharif, S., D. H. Anderson and R. B. Marshall, 2014, "The Announcement and Implementation Reaction to China's Margin Trading and Short Selling Pilot Programme", *International Journal of Managerial Finance*, 10(3), pp. 368-384.
- [47] Wang, Y., L. Wu, and Y. Yang, 2009, "Does the Stock Market Affect Firm Investment in China? A Price Informativeness Perspective", *Journal of Banking and Finance*, 33(1), pp. 53-62.
- [48] Wang, Z., 2014, "Short Sellers, Institutional Investors, and Corporate Cash Holdings", SSRN Working Paper.

Abstract: This paper examines the impact of China's margin trading and short selling pilot program on corporate investment. Using a difference-in-differences empirical setting, we find that pilot firms show a significantly higher investment sensitivity with respect to Tobin's Q, no matter whether the stock is experiencing downward pressure. The increase in investment sensitivity is more pronounced in those firms with worse internal governance, indicating that the program impacts corporate investments as an external governance mechanism. But even in firms with better internal governance, the program enhances investment sensitivity. We also find that the increase in investment sensitivity is concentrated in firms with more attention from securities analysts, weaker financial constraints and larger management ownership, indicating that the program enhances managers' incentives to learn information from stock price changes to adjust investment decisions. These results indicate that the margin trading / short selling program enables outside investors to better express their information and improves price informativeness. It influences corporate investment by not only improving external governance (an "indirect" channel), but also enhancing managers' incentives to learn information (a "direct" channel).

Key Words: Margin Trading / Short Selling; Corporate Investment; External Governance; Private Information; Price Informativeness