

卖空机制影响“坏消息”的自愿披露质量了吗？

——来自我国融资融券和业绩预告制度的经验证据

黄 超^{1 2}

(1.中央国债登记结算有限责任公司, 北京 100033; 2.中国人民银行金融研究所, 北京 100032)

摘 要: 卖空机制的引入有助于负面消息更及时地融入股价, 加大了股价下跌的风险, 从而降低了公司管理层对坏消息的自愿披露质量。进一步的研究显示, 对于控股股东存在股权质押行为的企业, 控股股东的利益受卖空机制的影响更大, 因此卖空机制使管理层降低坏消息的自愿披露质量更明显; 在管理层持股比例较高的公司, 出于个人财富的考虑, 卖空机制的引入更能使管理层降低对坏消息的自愿披露质量。

关键词: 卖空机制; “坏消息”; 业绩预告; 股权质押; 管理层持股

中图分类号: F230 **文献标识码:** A

一、引言

现代企业的运行中所有权和经营权是互相分离的, 这就导致了委托代理关系的产生。现有关于委托代理问题的研究基于分散股权结构的假设, 很多集中在股东和管理层之间的代理关系方面。而与美国等发达国家不同, 在像中国这样的新兴市场中, 上市公司大多有较高的股权集中度。这种较高的股权集中度可以看做是在一个产权保护较弱的国家中便于交易的制度安排。文献认为, 在产权不是很好的得到保护的新兴市场, 集中的控制权能获得的收益更大 (Shleifer and Vishny, 1997)。

但股权的集中毫无疑问会导致代理问题。在我国, 代理问题主要集中大股东和中小股东之间, 大股东为了母公司或私人利益侵占公司资产从而损害中小股东利益。外部投资者会预期到这种效应, 所以他们会对公司股票给予更低的估价 (Claessens 等, 2002; La Porta 等, 2002), 同时也提升了公司股权融资的难度。因此控股股东会引入监督和约束机制来限制他侵害中小股东权益的能力来缓解代理问题 (Jensen and Meckling, 1976)。显然如果满足如下条件, 可以认为控股股东会引入监督和约束机制来限制自己: (1) 可以接触到有效的治理机制; (2) 施加这些治理机制的收益 (代理成本降低或更低的融资成本) 超过实施该机制的成本 (为实施这些机制所付出的额外费用以及由于治理水平的提高而消失的任何额外的好处)。

管理层信息披露是大多数上市公司用以传递信息、调整市场预期, 或降低披露和诉讼成本的重要手段之一。因为中国公司面对的监管风险较低, 已有文献证明其理层披露行为意愿与自身代理成本有着显著的负相关关系, 说明信息披露的确可以起到改善公司信息环境, 降低与投资者之间信息不对称, 缓解代理问题的作用。

但管理层对于信息披露的偏好与股东、投资者对于信息披露的偏好是不一样的。管理层

相对于投资者来说有相对的信息的优势,而各种不同的动机会导致管理层选择隐藏他们的私有信息尤其是坏消息(Healy and Palepu, 2001; Verrecchia, 2001)。

大多数学者证实,卖空机制可以起到改善公司信息环境、降低与投资者之间信息不对称、缓解代理问题的作用。基于卖空机制的价格发现功能,有研究发现,卖空投资者有强烈的动机和能力分析公司的信息,并能够发现公司的财务舞弊、盈余管理等会计问题,而卖空交易使得这些负面信息能够及时反映到股价中。因此,在我国资本市场开始实施融资融券制度之后,那些成为融资融券标的的股票存在一定的被卖空风险,当公司的坏消息释放出来之后,由于卖空交易者可以短时间内进行卖空交易,使股价存在较大的下跌风险。这时管理层是否会选择降低坏消息的自愿披露质量以尽可能地隐藏坏消息来使自己的利益最大化就成了一个有趣的研究话题。

2010年3月31日,融资融券业务在我国6家券商开始试点,标志着我国放松卖空管制的正式启动。2010年第一批允许卖空的标的证券仅有90只,试点首日卖空的日成交量仅7000股左右;经历三年时间,截至2013年末,可卖空的标的证券的数量增加到700只,占A股总数的28%,卖空交易的日成交量也增加到了5亿股。

借助中国资本市场融资融券制度推出这一“自然实验”,本文系统考察了卖空机制的引入对管理层对坏消息披露质量的影响。研究发现,由于卖空机制的引入有助于负面消息更及时地融入股价,加大了股价下跌的风险,从而降低了公司管理层对坏消息的自愿披露质量。本文可能的贡献如下:首先,本文将卖空机制的研究扩展至管理层信息披露领域,首次就融资融券业务对管理层业绩预告的影响进行了考察,丰富了资本市场卖空机制的研究文献,也拓展了我国融资融券业务相关经济后果的认知。其次,本文的研究将卖空的影响引入管理层业绩预告领域,为未来的研究提供了新的视角,深化了我们对管理层业绩预告决定因素的理解。第三,本研究就方法论而言也具一定的引申意义,本文利用放松卖空管制在我国部分试点这一“自然试验”,研究了制度实施后对公司信息披露的影响,在一定程度上克服了内生性问题。

文章其他部分的内容安排如下:第二部分对相关文献进行了回顾,并在理论分析的基础上提出研究假说;第三部分是研究设计,介绍了样本、数据和模型;第四部分为实证检验与结果报告;第五部分进行了若干稳健性测试,最后对全文进行总结。

二、制度背景

(一) 我国融资融券制度的发展

2010年3月31日,我国的融资融券交易正式推行,这标志着中国股票市场建立了做空机制,告别单边市场,进入双向交易时代,融资融券交易相关规定和实施效果直接影响到我国资本市场的稳定与发展(王性玉和王帆, 2013)。

融资融券业务是证券公司向客户出借资金供其买入证券或者出借证券供其卖出,并由客户交存相应担保物的经营活动(肖浩和孔爱国, 2014)。作为一种证券信用交易方式,融资融券业务的交易类型包括融资和融券两种。如果投资者预期股票价格会上涨,可以在市场中

进行融资交易，从证券公司借入足额资金购入该股票，到期后卖出股票并偿还本金。若股票价格上升，且投资收益超过融资交易的成本，则投资者获得正的投资回报；若股票的价格涨幅很小甚至下跌，则投资者将承担相应的投资损失。

融券业务即卖空机制，投资者预先向证券公司交纳一定金额的保证金，作为其对证券公司所负担债务的担保。通过卖空交易，投资者可以新的方式实现盈利或规避投资风险。如果投资者预期股价将会下跌，可以预先从证券公司融入股票并在市场上卖出，到期后再以更低的价格买入股票归还给证券公司，从而获利。另外，投资者还可以通过卖空交易来对冲自己持有证券的价格波动的风险，实现套期保值。在卖空约束得到放松的情况下，当股票价格由于炒作等原因偏离其真实值时，追逐利益的投资者会通过从证券公司借入股票并卖出来进行融券交易，从而增加市场上该股票的供给量，缓解市场对该股票供不应求的紧张局面，抑制股票价格泡沫的产生；当这些被高估的股票价格随后下跌时，融券交易者再买入这些股票归还给证券公司。

目前，融资融券制度在世界范围内的实施情况各不相同。Bris等（2007）根据各国的法律法规和卖空实施情况，将46个国家或地区的资本市场分为四类：（1）90年代之前就制定法律允许卖空，且现在依然运行，如美国、英国、法国、德国、瑞士、日本、加拿大、墨西哥等；（2）在2001年12月份之前禁止卖空的国家，包括中国、哥伦比亚、希腊、印度尼西亚、巴基斯坦、韩国等；（3）法律上允许卖空但实践上难以实现，如阿根廷、菲律宾、西班牙、以色列、中国台湾等；（4）在1990年1月至2001年12月之间卖空法律和实施情况发生变化的国家或地区，如中国香港、挪威、瑞典、马来西亚、泰国。总的来说，西方发达国家大多允许卖空交易，而亚洲国家则各不相同。

随着我国资本市场迅速发展和证券市场法制建设的不断完善，证券公司开展融资融券业务试点的法制条件已经成熟。我国的融资融券业务发展至今，主要经历了以下四个阶段（陈晖丽和刘峰，2014）：

第一阶段：前期准备阶段。2005年10月，十届全国人大常委会十八次常委会议审定通过新修订的《证券法》，规定证券公司可以为客户融资融券服务，这为融资融券的展开奠定了法律基础。2006年6月，中国证监会发布《证券公司融资融券试点管理办法》，并于当年8月公布《融资融券交易试点实施细则》。

第二阶段：联网测试阶段。随后，在2008年4月，经国务院常务会议审议通过《证券公司监督管理条例》，对证券公司的融资融券业务进行了具体规定，初步确立了融资融券交易的制度框架。2008年10月5日，证监会宣布启动融资融券试点。2008年10月31日，证监会发布《证券公司业务范围审批暂行规定》，并于12月1日开始实施。当年10月和11月，中国证监会、沪深证券交易所及中国证券登记结算公司两次组织11家证券公司参与联网测试，融资融券的推出取得实质性进展。

第三阶段：试点启动阶段。2010年1月8日，国务院原则上同意了开设融资融券业务试点，这标志着融资融券业务进入了实质性的启动阶段。2010年3月19日，中国证监会公布融资融

券业务首批6家试点证券公司名单。2010年3月31日，融资融券交易试点启动，上海、深圳证券交易所开始接受券商的融资融券交易申报。至此，融资融券交易正式进入市场操作阶段。

第四阶段：转入常规阶段。2011年10月26日，中国证监会发布《转融通业务监督管理试行办法》。10月28日，中国证券金融股份有限公司成立。11月25日，沪深证券交易所修订发布《融资融券交易实施细则》，融资融券业务由试点转入常规。2012年8月30日，转融通业务试点启动，先行办理转融资业务。2013年2月28日，转融券业务试点正式推出，此时500只融资融券标的股票中的90只股票成为首批转融券标的。

2010年第一批允许卖空的标的证券仅有90只，后来经过四次扩容，截止到2014年12月份，融资融券股票达到900只。沪深两市两融余额在推出后首日仅为659万元，仅为当日两市股票交易量的万分之0.3，但第2个交易日即突破千万，此后融资余额和融券余额继续呈现平稳增长态势。截止到2014年12月31日，融资融券累计余额达到10256亿元，其中融资余额约为10173亿元，约占99.2%，融券余额约为83亿元，约占0.8%。

（二）我国业绩预告制度的发展

管理层业绩预告是一种重要的盈余预测信息来源，也是一种重要的自愿信息披露机制。通过发布业绩预告，管理层可以建立甚至改变市场盈余预期，提前消除法律诉讼风险或者建立及时、精确披露盈余预测的市场声誉。为了有效降低信息不对称程度，保护中小投资者利益，提前释放业绩风险。

我国证监会制定年度业绩预告制度的初衷是希望提早为投资人提供有益于投资决策的业绩信息，解决投资人与公司内部之间信息不对称的矛盾。由于中国公司会计年度结束时间相同，业绩预告制度也希望减低年度报告集中发布时的股价大幅波动。从1998年底开始，证监会首次要求亏损的上市公司及时披露业绩信息，经过几年的演变，在2002年规定了现行的年度会计业绩预告制度的雏形。根据《公开发行证券的公司信息披露编报规则第13号内容与格式特别规定》的有关规定，从2002年起，证券交易所要求若预测全年经营成果可能为亏损或者与上年相比发生大幅度变动，即净利润与上年同期相同指标相比上升或下降50%或50%以上，应在第三季度报告中的“经营情况阐述与分析”栏目中予以警示，而第三季度报告的披露必须在10月31日前完成。从这之后，业绩预告的规定更加详尽，但实质内容没有太大变动，在2006年将扭亏为盈加入了业绩预告的范围。

按照业绩预告制度，必需进行预告的年度业绩有以下四种类型：（1）预增，即预计盈利并且相比上年增加50%或50%以上；（2）预减，即预计盈利并且相比上年降低50%或50%以上；（3）亏损；（4）扭亏，即预计盈利并且上一年为亏损。在业绩修正公告中，上市公司对预期年度业绩的修正分为两种：（1）前后两次预告的类型不同；（2）前后两次预告的类型相同，但对业绩的估计不同。我们把上市公司自愿发布的不属于必需预告的业绩预告概括为四类：（1）略增，即预计盈利并且相比上年增加50%以下；（2）略减，即预计盈利并且相比上年降低50%以下；（3）续盈，即公司预计盈利，但没有具体业绩数额；（4）预告业绩不确定。

我国业绩预告制度起步较晚且不完善，现阶段业绩预告制度并未对披露形式和内容做出具体规范，业绩预告程度低且较少涉及重要信息。同时，我国证券市场的法律诉讼机制还未充分建立，公众监督力弱，证券监管机制也不完善。与管理层业绩预告相关的具体法律和监管政策，则更是缺乏；对违反信息披露及时性、真实性、相关性和准确性的行为如何认定，如何追究违规主体的民事责任以及如何划分责任等问题，几乎没有相关规定，并且沪深交易所对违规的信息披露行为的处罚手段仅有责令改正、内部批评、公开谴责和罚款等几种，惩戒力度不够，导致不按照规定披露或披露失实的现象屡屡发生。薄弱的法律和监管环境，加大了管理层操纵业绩预告披露的可能性。

具有信息优势的管理层就可以根据公司和自身特定目的有选择地披露。特别地，并购前面对并购成功的渴望和高额并购收益的诱惑，管理层有更大动机来操纵业绩预告，形成有利于公司或自己利益的披露政策，因此有必要对并购前管理层业绩预告的披露策略进行研究，揭示出管理层业绩预告披露的特征，以便于投资者更好地评估业绩预告的可靠性，从而做出合理的投资策略（李常青和滕明慧，2013）。

三、文献回顾

（一）卖空机制相关的文献回顾

1. 卖空机制对市场定价效率的影响

卖空约束的存在会导致有效市场理论与现实不相吻合，大量的文献对卖空机制如何影响证券市场的定价效率进行了研究，但结论并不一致，存在一定的争议。大部分文献认为卖空机制能够提高负面消息融入股价的速度，有效地促进股价向公司内在价值的回归，提高市场的定价效率。Miller（1977）最早将卖空约束和异质信念相结合，认为风险和不确定性意味着异质信念的产生。卖空约束的存在导致股票价格只反映乐观交易者的观点，而悲观交易者因为无法持有足够的卖空头寸不能参与市场交易，导致其预期估值无法有效体现在股票价格上。特定股票的需求更多的来源于乐观投资者，从而加大股价的波动，并导致股价体现乐观性偏差而被高估。有效市场理论假定投资者都是理性的，但Harrison and Kreps（1978）放松了这一假定，认为投资者具有一定的投机特性，并利用模型证明在被限制卖空的情况下，一只股票的价格如何被市场高估。

后面的研究大都支持了 Miller（1977）的观点，Figlewski（1981）通过对卖空约束的信息效应进行实证研究，发现卖空约束导致悲观投资者不能通过交易反映自己的预期，而乐观投资者可以通过买入资产参与市场交易，这会导致市场股价被高估。Diamond and Verrecchia（1987）则通过建立模型进行研究，发现卖空约束降低了股价对私有信息（尤其是负面信息）的调整速度，导致股价容易被高估，而股票卖空交易量的非预期增加往往意味着负面消息的出现。Scheinkman and Xiong（2003）认为卖空约束的存在导致交易者拥有将一项资产出售给其他更加乐观的投资者的权利，但由于该交易者认为将来会有买家出更高的价格，因此将该权利的价值放大导致资产价格被高估，产生资产泡沫。Reed（2007）研究发现，卖空约束导致股票交易量下降，降低股票价格的信息含量。Bali 等（2009）认为股票价格波动大意味

着公司层面的异常事件的发生，并导致投资者对公司价值评估的意见分歧增大。由于价格波动剧烈的股票卖空成本较大，导致价格上升更多反应了乐观投资者的观点，接下来股价将会出现下跌。Saffi and Sigurdsson（2011）基于全球数据的研究发现，卖空约束显著影响股票的定价效率，即股票的融券余额不足会降低价格发现效率。Boehme 等（2006）指出了以往研究的不足，认为 Miller（1977）的研究假设是基于投资者异质信念和卖空约束的存在两个条件，因此应该将两者综合考虑。他发现只有当这两个条件同时满足时，股价价格才被显著高估；如果有一个条件不满足，股价则不会被系统性高估。

存在卖空约束的情况下，关于盈余公告发布前后股价的反应也有学者进行了研究。Chang 等（2007）通过研究股票价格对于盈余公告的反映，认为卖空约束使得股价选择性地融入了更多的正面信息，而卖空约束的放松有利于提升价格发现效率。Berkman 等（2009）发现投资者意见分歧和卖空约束越大，盈余公告前的股价上升越明显，接下来盈余公告之后股价的下跌幅度也会越大。

但是，也有学者持有相反的观点，认为卖空机制的引入不会必然提高市场的定价效率。Jarrow（1980）检验了卖空约束对风险资产价格的影响，发现只要投资者对于未来一期的资产价格存在异质信念，风险资产的价格就有可能上升或者下跌，这取决于现实经济中的各项参数。因此，卖空约束对于股票价格的影响方向是不确定的。廖士光和杨朝军（2005）利用中国香港股票市场上的数据，证实卖空交易并不能引发市场波动性的增加和流动性的增强。才静涵和夏乐（2011）应用香港市场的案例进行实证检验，结果发现引入卖空制度会带来交易活跃程度下降、流动性下降以及信息不对称水平升高。

基于中国的制度背景，大部分学者认为卖空机制的推出有利于降低投资者之间的信息不对称程度，提高市场的定价效率。古志辉等（2011）构建了一个随机估值模型，在此基础上运用面板数据方法对A股市场的资产定价泡沫水平和成因进行了研究，发现卖空约束导致的定价偏差是估值过高和定价泡沫的成因之一。张永力和裘骏峰（2012）通过测量我国股票价格在实行融券交易前后的显著变化，并比较回报率横截面分布特征的变化，发现融券交易使股价降低，投资者意见分歧加大会导致股价更大程度下跌。潘宏（2012）发现意见分歧越高的公司，股价在公告前高估情况越严重、在公告时的下降幅度也越大。由于卖空交易的限制，知情者大都利用利好信息进行知情交易，导致利空的私有信息的利用价值不如利好的私有信息（沈冰等，2012），而且卖空机制的缺乏还会使上市公司的内幕人员利用利好信息进行内幕交易的概率大于利空信息（沈冰等，2013）。肖浩和孔爱国（2014）发现卖空机制使知情者能利用负面的私有信息进行杠杆交易，降低标的证券的噪音交易、提升信息传递速度，有效地促进股价向公司内在价值的回归，提高市场的定价效率；对个股而言，融资融券增加了知情者利用公司特质信息获利的能力和途径，增加了股价的信息含量。吴术等（2014）采用计算实验的方法，基于投资者情绪，构建市场模型进行研究，发现融资融券交易使价格对信息反应更加迅速，可以提高市场的有效性。李科等（2014）利用自然实验——白酒行业“塑化剂事件”，研究发现卖空限制导致了股价高估，融资融券制度等做空机制有助于矫正高估

的股价，提高市场定价效率。包锋和徐建国（2015）的研究发现也支持Miller（1977）的观点，当异质性信念水平增加，卖空约束下边际投资者的估值水平会增加，导致资产价格上升，即卖空约束导致股票价格只反映乐观投资者的观点。李志生等（2015）也发现融资融券交易的推出有效改善了中国股票市场的价格发现机制，通过提高股票流动性、降低信息不对称程度和增加持股宽度提高了融资融券标的股票的定价效率。方立兵和肖斌卿（2015）以融资融券业务“常规化”后的三次扩容新增股票为研究对象，发现融券交易的相对比重与标的股票对坏消息的定价效率正相关，卖空机制能发挥应有的积极作用。

但是，也有学者质疑融资融券业务在提高市场定价效率方面的积极作用。许红伟和陈欣（2012）发现我国融资融券试点对股票定价效率和收益率分布的影响仅在少数指标上有一定积极作用，总体上效果仍然相当有限。具体来说，融资融券对定价效率的改善较弱，标的股票价格的负面信息含量和对市场向下波动的调整速度变化均不明显；对抑制暴涨却几乎没有影响，最终只起到了“单向缓冲器”作用；对改善收益率的尖峰现象也没有起到积极作用。

2. 卖空机制对市场波动性的影响

关于卖空机制对市场波动性的影响，大部分学者认为卖空机制的缺乏会导致股票定价过高，负面信息融入股价的速度变慢，会增加市场的波动性，从而加大市场崩溃风险。Seguin（1990）的研究就发现，卖空机制可以降低交易噪音，增加信息的流动，加大市场的深度，并降低股价的波动。Hong and Stein（2003）通过建立模型研究了卖空约束和投资者的异质信念如何导致市场崩盘。因为卖空约束的存在，悲观交易者无法参与市场交易并将自己的预期反映在股价上；但在市场大跌时，悲观交易者积累的私有信息会集中释放出来导致市场股价崩盘，增大市场的波动。Bai 等（2006）研究了卖空约束如何影响资产定价和市场效率，认为在信息不对称的情况下，卖空约束的存在会增加不确定性，使非知情交易者对资产的需求降低，并进一步增大价格的波动水平。Bris 等（2007）基于全球 46 个股票市场的研究表明：卖空机制使得负面信息融入股价的速度加快；与监管者认为卖空约束能够降低市场恐慌程度的观点相反，卖空机制显著降低了市场的股价崩盘风险。陈淼鑫和郑振龙（2008）选取 37 个国家和地区的证券市场作为研究对象，发现放松卖空约束不会加大市场的波动性，而是可以降低市场崩溃的概率。

也有学者对卖空交易如何影响股票价格进行了研究，发现卖空交易会导致股价下跌，降低未来的股票回报率，从而使负面消息得到释放，这在一定程度上可以降低市场的崩盘风险。Senchack and Starks（1993）发现异常的卖空交易量越高，股票短期回报率越低。Desai 等（2002）也得出了类似的结论，发现随着卖空交易量的增加，股票收益率显著下降，这意味着大量的卖空交易可能暗示着下跌行情的到来。卖空交易成本越高的股票往往也有越高的市场估值，导致未来的股票回报率也越低（Jones and Lamont, 2002; Charles and Owen, 2002）。关于卖空交易的市场反应，Aitken 等（1998）的研究发现信息事件前的卖空交易比套利或套期保值的卖空交易引起的市场反应更大，且市价委托方式的卖空交易比限价委托方式引起的市场反应更大。

虽然大部分文献肯定了卖空交易降低市场波动性的作用,但也有部分文献认为由于各个市场的政策环境和交易状况存在差异,卖空机制并不总能有效发挥降低市场崩盘风险的作用,甚至可能会助涨投资者的投机行为,加大股票市场的波动性。Allen and Gale (1991) 建立了一个不完全市场的一般均衡模型,企业可以通过发行可供市场套利且交易成本较高的证券来参与创新。当卖空交易被禁止时,企业可以参与完全竞争,均衡也是有效的,但没有限制的卖空交易会使市场持续处于不完全竞争状态,有限制的卖空交易最终达到的市场均衡也是无效的。在实证检验中, Keim and Madhavan (1995) 从实际交易的角度进行了研究,认为卖空交易者利用私人信息、杠杆交易、市价委托指令等行为有可能加大市场波动,起到“助推器”作用。另外, Charoenruek and Daouk (2003) 通过对全球111个股票市场的研究,发现有卖空约束的市场和没有卖空约束的市场在股票回报率的偏度以及股价崩盘风险方面并没有显著差异。廖士光和杨朝军 (2005) 利用中国香港股票市场上的数据,证实卖空机制对整个市场的影响是一个复杂的过程,最终的影响方向(加剧市场波动或平抑市场波动)要取决于市场中卖空交易者的类型、操作策略及交易信息的公开程度。Saffi and Sigurdsson (2011) 基于全球数据的研究也发现,放松卖空约束与股价波动和市场崩盘没有必然联系。

基于中国的制度背景,大部分学者认为卖空机制的推出有利于降低市场的波动性和市场崩盘风险。杨德勇和吴琼 (2011) 利用事件研究法对新纳入和剔除融资融券标的证券范围的个股进行参数或非参数检验,表明融资融券交易机制对个股的波动性具有一定平抑作用,并能提升个股流动性。陈国进和张贻军 (2009) 发现,在存在卖空约束的情况下,我国投资者的异质信念程度越大,市场(个股)发生暴跌的可能性越大。王性玉和王帆 (2013) 研究发现,做空机制的推出没有造成市场的大幅度波动,并为市场提供了流动性。韩梅芳和王玮 (2015) 认为我国的融资融券业务增加了股票流动性,抑制了股票风险,提高了股票市场的价格稳定性。李志生等 (2015b) 的研究表明,融资融券交易机制的推出有效提高了我国股票价格的稳定性,融资融券标的股票的价格波动率和振幅均出现了显著性下降;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和过度投机。

但是,也有学者对此持有不同的观点。陈海强和范云菲 (2015) 认为融资融券交易制度的推出为投资者提供了一种规避市场下跌风险的工具,但其杠杆效应可能吸引更多的投机行为从而加剧市场的波动,进一步地研究发现融券交易会增大股市的波动率,使大家对卖空机制的价格稳定器作用产生了质疑。

3. 卖空机制的公司治理功能

卖空交易者有能力并有动机提前发掘公司的负面消息,因此大部分学者都认为卖空机制具有一定的外部治理功能,可以对公司管理层产生一定的监督制约作用。有研究发现,卖空投资者有强烈的动机和能力去分析公司的各种信息,并能够发现公司的财务舞弊、盈余管理等会计问题,通过创造有效的卖空组合进行交易,使负面信息及时反映到股价中(Drake 等, 2011)。由于管理层持股以及契约设计等原因,管理层的个人财富与公司的股票价格直接相关,因此管理层有动机规范自己治理公司的行为,避免公司股票被卖空造成私人财富发生损

失。

卖空机制的存在会激励投资者充分挖掘公司负面消息，识别公司财务舞弊行为，从而增加公司的诉讼风险。那些发布可疑财务报告的公司更容易引起卖空投资者的关注（Dechow 等，1996）。Dechow 等（2001）从财务基本指标与股价之间的关系入手，指出卖空者会卖空财务指标较差的股票以期未来的股价下跌时获得收益，同时卖空者会避开那些交易成本高的股票。Griffin（2003）发现，卖空投资者进行交易的公司随后一段时间更可能被强制进行规范地信息披露，并面临更高的诉讼风险。Efendi 等（2006）发现，在公司发布财务重述的公告之前，卖空交易量就开始显著升高，这表明卖空交易者有发现公司会计舞弊的能力。有文献表明，卖空交易者对未来的股票回报有信息优势，可以进行知情交易（Boehmer 等，2008；Boehmer 等，2010）。Diether 等（2009）发现卖空交易者能够准确地预测股票未来的负的异常收益率，利用市场的短期过度反应进行卖空交易以获取投资收益。Karpoff and Lou（2010）以因财务错报而被美国证券交易委员会处罚的公司为研究对象，发现卖空交易者可以在一般投资者之前发现公司的财务错报行为；卖空交易并没有增加股价过分下跌的压力，而且加速了财务错报被发现的时间，有利于股票回归其内在价值。Engelberg 等（2010）发现，当市场上有新消息发布时，卖空比例与公司未来经营业绩之间的负相关关系就会增强。卖空交易者会投入大量时间搜集并分析公开信息以选定目标公司（Cory 等，2011）。张然等（2015）也发现，在美国市场，卖空机构可以利用未曾引起投资者关注的美国证监会（SEC）公开披露的公司公告意见信作为信息来源，准确预测公司的财务舞弊行为。

如果存在卖空约束，中小股东对于公司管理层的不良行为只能采取“用脚投票”的方式来保护自己的利益。但是卖空机制可以使投资者利用卖空交易惩罚管理层的不良行为，使公司的股价及时反映坏消息从而快速下跌。当管理层预期到卖空交易者的行为时，就会降低自己的机会主义动机。Desai 等（2006）发现，卖空投资者在财务重述之前几个月就开始进行交易；管理层盈余管理越多，卖空交易量就越大；卖空交易量越大的公司，其随后的财务业绩越差，退市的风险也越高。这表明卖空投资者会关注可疑的财务报告，并有一定的信息解读能力。Cao 等（2006）也发现卖空交易者会关注应计项目较多的公司。卖空机制使投资者的悲观情绪及时反应到市场中，从而抑制公司管理层的利润操纵行为，提高公司盈余质量（Massa 等，2013）。

但是，也有学者质疑卖空交易者对负面信息的分析和预测能力。Richardson（2003）发现投资者并没有利用应计项目中包含的信息进行卖空交易，即没有卖空应计项目较多公司的股票。Daske 等（2005）没有发现卖空交易者对负面事件有预测能力，而且对以往文献认为卖空交易是基于私有信息提出了质疑。与以往文献大多使用月度卖空交易数据不同，Henry and Koski（2010）利用日度数据进行研究，在股票增发公告前没有发现知情的卖空交易，因此卖空机制并不总能发挥价格发现功能。

以我国融资融券交易试点为背景，大部分学者都发现卖空机制可以在一定程度上发挥公司治理功能。肖浩和孔爱国（2014）发现，融资融券制度可以降低公司盈余操纵以及降低

投资者之间的信息不对称程度,但是融资融券对公司盈余操纵的影响只有在业务开通时的瞬间效应而无持续效应,这表明卖空机制对公司的外部治理作用有待改善。陈晖丽和刘峰(2014)采用双重差分模型,研究融资融券对上市公司盈余管理行为的影响,发现可卖空公司的应计盈余管理和真实盈余管理显著降低,且在市场化程度较高的地区更加明显。这些结果表明,融资融券具有公司治理效应,但其发挥有赖于外部市场环境的建设。许致维和李少育(2014)研究发现,在限制卖空的背景下,投资者异质信念会加剧企业管理者进行过度投资。靳庆鲁等(2015)分析了卖空机制引入对于公司投资决策以及价值的影响,发现在放松卖空管制以后,当面临较差的投资机会时,可卖空公司的大股东有动机监督管理层及时调整投资决策,可卖空公司的清算期权的价值会有所提升。

(二)业绩预告相关的文献回顾

1.业绩预告的披露动机

由于在美国管理层盈余预测信息是自愿披露的,自愿披露的背后存在很多经济动机(Healy and Palepu, 2001; Verrecchia, 2001)。Healy and Palepu(2001)在对披露的经验研究文献进行回顾后指出,自愿披露的动机有以下六种:资本市场交易假说、公司控制权竞争假说、股票报酬假说、诉讼成本假说、经理层才能信号假说以及独占成本假说。大多数研究都支持管理当局发布盈利预测信息是为了调整投资者对盈利的预期这一假说。如 Ajinkya and Gift(1984)通过检验管理层预测的市场反应来验证“预期调整”假说,认为如果证券市场将管理层盈余预测信息的发布看作是对市场预期过高或过低的调整,那么股票价格对好消息和坏消息的反应应当是相似的。实证检验的结果证实了这一预期,认为管理层有发布最小化市场未实现盈余的盈余预测信息的动机。Hassell and Jennings(1986)通过比较分析师预测的准确性和管理层预测的准确性,发现管理层预测比同期的分析师预测更加准确,但几周后分析师更新发布的预测信息比早前的管理层预测更加准确。这一经验证据从另一角度支持了“预期调整”假说。Coller and Yohn(1997)的研究认为,管理当局盈利预测的发布为证券市场提供了额外的私有信息,有效地缓解了信息不对称,降低了买卖价差,从而降低了交易成本,这与投资者期望调整假说基本一致。

也有研究认为,管理当局自愿发布盈利预测信息是由于披露成本的存在,或是诉讼成本起了关键的作用。法律上管理层披露不及时或者不足易受到法律的制裁。诉讼成本如同一把“双刃剑”,既可能是上市公司自愿披露信息的阻力,亦可能是推动力。基于经理人理性决策这一假设,上市公司信息披露的决策是建立在对信息披露效益和成本相比较的结果基础之上,依不同的情况而定;但无论如何,上市公司自愿披露与否均出于自身利益的需要。Skinner(1994)的研究表明,由于诉讼成本的存在,公司在盈余公告前具有自愿披露坏消息的动机。Skinner(1997)进一步通过实证检验表明,由于诉讼成本的存在,先于盈余公告采取自愿披露可大为减少赔偿的金额。Kasznik and Lev(1995)的研究认为具有坏消息的公司倾向于向市场明确传递信息以消除公众的期望差距,一个重要的原因就是诉讼成本。我国由于上市公司发布的盈利预告信息是监管部门强制性要求的(除了IPO公司发布的盈利预测),所

以人们很难检验管理当局盈利预告的动机。发布这些信息的公司与不发布的公司是否存在特征上的差异。Cox（1985）的研究发现，发布预告信息的公司比不发布预告信息的公司营运杠杆低、盈余的波动性小。但在考虑了两类公司市场风险的差异，控制了行业、规模和盈余的波动性之后，预告公司的 BETAS 值并没有显著异于不预告公司的。Frankle 等（1995）的研究发现由于利用外部融资的公司更加关注信息不对称所造成的交易成本，所以这些公司会发布较多的盈余预测信息。

2.业绩预告的经济后果

管理层业绩预告在资本市场扮演着重要角色。现有文献表明，管理层业绩预告具有显著的信息含量，有助于减少公司与投资者之间的信息不对称程度；业绩坏消息预警可以降低公司的诉讼风险（Hirst 等，2008）；管理层业绩预告信息还能影响证券分析师的盈余预测行为，显著改善资本市场信息环境（王玉涛和王彦超，2012）。

业绩预告制度有利于投资者尽早地了解到上市公司的业绩变动趋势，判断盈亏方向，提高了中小投资者获取信息的公正性，以便其做出更为理性的投资决策，有效地缓解了上市公司财务信息不对称的问题。同时，监管部门也可以更加及时地掌握上市公司的情况，对一些业绩出现异常变化的公司及早采取相应措施，或将一些业绩异常变化的公司纳入重点监管名单。另外也有利于上市公司管理层对公司经营情况较早作出判断（张维迎，2002）。

3.业绩预告的披露策略

具有信息优势的管理层一般会对业绩预告的披露时间和披露方式进行策略性选择。现有研究支持管理层业绩预告择时的观点，即管理层会选择不同的时点披露好消息和坏消息。例如，好消息提前披露或大多在交易时间披露，坏消息延迟披露或更可能在收市后发布。Doyle and Magilke（2009）发现，相对于星期一至星期四，星期五发布的盈余公告包含更多的负面消息。之所以选择在休市或周五披露坏消息，是因为管理层认为在这些时点媒体关注度较低、投资者注意力受到限制，从而可以减少坏消息的负面市场反应。此外，基于薪酬激励动机，管理层倾向于在授予日前集中披露坏消息以降低股票期权的执行价格（Aboody and Kasznik，2012）；为了缓解来自股东的压力，管理层选择在年度股东大会前披露利好的盈余预测，尤其是过去业绩表现不佳、机构持股比例和管理层薪酬较高的公司（Dimitrov and Jain，2011）。张馨艺等（2012）也发现中国 A 股市场上业绩预告的择时行为，即好消息更可能在交易日披露，坏消息则更倾向于在休息日披露以减少投资者关注。

除了策略性地选择业绩预告的披露时间外，管理层也会策略性地选择业绩预告的披露方式。例如，为了提高股票价格，管理层对于好消息采用了较为精确的点预测和区间预测（Penman，1980），并附上可核实的前瞻性报表（Hutton 等，2003）。为了规避诉讼风险和降低诉讼成本，管理层倾向对于坏消息采用较为模糊的定性陈述方式（Skinner，1994）。当投资者对信息披露质量的甄别能力较弱时，财务状况不佳的公司管理层更可能发布乐观的业绩预告信息（Rogers and Stocken，2005）。

四、理论分析与研究假说

虽然监管机构对强制性和自愿性的业绩预告的精确度没有具体要求,但实际上在强制性披露下,为了避免受到监管处罚或者更便利地获得申请增发等收益,对于容易被观测和核实的形式上的信息,上市公司可能会提供高质量的披露,因此其对于强制性业绩预告的披露形式的选择灵活性不如自愿性业绩预告(高敬忠和王英允,2014)。

韩传模和杨世鉴(2012)检验了自愿披露和强制披露的业绩预告对业绩预告质量的影响,发现相对于强制披露,我国上市公司自愿披露业绩预告的精确度、准确度和及时性都显著提高,而且自愿披露的信息关注度也更高,能够受到更多分析师的跟踪,这些都说明自愿披露的业绩预告能显著提高信息质量并得到分析师市场的认可。基于以上分析,本文采用自愿披露的业绩预告作为自愿信息披露的代理变量,考察卖空交易对管理层自愿披露坏消息行为的影响。

管理层倾向于隐藏坏消息的动机来源于代理问题。管理层对于信息披露的偏好与股东对于信息披露的偏好是不一样的。管理层相对于投资者来说有相对的信息的优势。各种不同的动机会导致管理层披露或者隐藏他们的私有信息(Healy and Palepu, 2001; Verrecchia, 2001)。为了提高他们所拥有的期权的价值或他们拥有的股票的售价,管理层会择时披露好消息或者坏消息。

管理层隐藏坏消息的可能动机如下。首先以及最重要的,出于对职业生涯的考虑,管理层有动机隐藏坏消息并去赌博接下来的公司事件会允许他们永远的隐藏坏消息。职业生涯的考虑包含了披露对管理层薪酬的即刻影响以及在一个更长视角内对管理层的影响(Nagar, 1999)。更长视角内的影响包括对管理层的职业晋升、工作机会、辞退风险和退休福利等。由于经理人面对的披露好消息和坏消息的不对称的回报,好消息披露使得经理人可以保住他们的职位并且增加他们与公司价值相关的财富,而坏消息披露可能导致被辞退以及财富的减少。辞退对于经理来说成本是很高的,包括这份职位能够给他带来的未来现金流入,退休后福利,以及未来工作机会的损害。如果薪酬条款与业绩表现挂钩,经理还要承担这部分经济损失以及与之相关的股票期权。

除了与职业相关的成本,更低的奖金也是一种成本。另外,披露决策还会受到管理层所持有的股票期权价值的影响(Jensen, 2005)。股票期权授予的减少,以及在坏消息披露后由于股价下降导致的管理层财富缩水都会增加管理层隐藏坏消息的动机。有证据显示经理人会使用激进的会计政策如加速确认好消息以增大他们所拥有的期权的价值,或者延迟确认坏消息。

总之,管理层有很强的动机去隐藏坏消息,并认为接下来会有好消息发生,使盈余发生反转并对自身有利。这个想法与Graham等(2005)的调查结果相一致。一些CFO声称他们会延迟坏消息的披露,以期待在被要求强制信息披露之前公司经营状况能够好转。由于管理层或大股东具有公司的控制权和经营权,与外部投资者相比具有更多的私有信息,他们可能会根据其掌握的盈利信息,进行有利于其交易的业绩预告披露(鲁桂华等,2017)。

在引入卖空机制之后,由于卖空交易本身以及其向市场传递的信号造成的股价下跌会直

接影响管理层的收益，包括减少管理层所持有的股票期权的价值、增加管理层职业生涯的压力等，因此我们预期管理层会降低对坏消息的自愿披露质量。由此提出本文的假说一：

H1：卖空机制降低了公司管理层对坏消息的自愿披露质量。

与强制性业绩预告相比，上市公司何时、以何频率、披露何种自愿性业绩预告，几乎完全取决于管理层及大股东的自由裁量，因此自愿性业绩预告披露决策更大程度上受到上市公司管理层或大股东的利益驱动（鲁桂华等，2017）。

强制性信息披露是规则约束下的上市公司与其利益相关者之间的信息沟通，自愿性信息披露则往往由管理层直接做出披露决策，而中国上市公司的股权相对较为集中，因此管理层的信息披露决策更大程度上反映的是大股东的意志（鲁桂华等，2017）。

大股东直接或间接控制的上市公司，管理层业绩预告决策较大程度上反映了大股东的动机。周晓苏等（2008）通过建立博弈模型认为大股东基于所有权会直接影响盈余质量；牛建波等（2013）认为，大股东的特征和行为会显著地影响管理层关于自愿性信息披露的决策。既然业绩预告能够给市场带来巨大反应，那么在相关披露机制不健全且披露行为缺乏严格监管的情况下，出于谋求利益的本性，大股东会对管理层施加影响，进行选择性的信息披露。因此，当控股股东存在股权质押行为的情况下，管理层降低坏消息的自愿披露质量更明显。由此，提出本文的假说二：

H2：相对于控股股东不存在股权质押行为的公司，卖空机制更显著地降低了控股股东存在股权质押行为公司管理层对坏消息的自愿披露质量。

根据我国现行的股票上市规则，如果上市公司年度内发生首亏、续亏、扭亏为盈及与去年同期业绩相比发生大幅度变动（50% 以上）的，除少数可豁免预告的情形外，证监会要求必须及时进行业绩预告，我们将这些业绩预告信息定义为强制性业绩预告；除此之外，均界定为自愿性业绩预告。对比这两种业绩预告机制，强制性业绩预告，无论美丑都要披露，因此减持前其披露的类型、时机和频率，可能与稍后发生的大股东减持行为等自利性交易事件独立；而自愿性业绩预告则不然，上市公司披露什么类型的预告、何时披露、披露的频率多高，几乎完全取决于管理层的自由裁量。

管理层处于对职业晋升或自身财富的考虑往往会隐藏坏消息或降低坏消息的披露质量。引入卖空机制后，卖空交易使坏消息融入股价的速度加快，进一步提升了股价下跌的压力。这时，出于个人利益最大化的考虑，管理层持股比例越高，则越有动机进一步降低坏消息的自愿披露质量。由此提出本文的假说三：

H3：相对于管理层持股比例较低的公司，卖空机制更显著地降低了管理层持股比例较高公司管理层对坏消息的自愿披露质量。

五、研究设计

（一）样本与数据

本文以深沪两市所有上市公司为研究对象，以我国融资融券业务开始实施前后即2003-2014年为样本期间。本文按照如下标准进行了数据筛选：（1）考虑到金融行业的特殊

性质，剔除金融行业公司；（2）剔除相关变量缺失的样本；（3）剔除预测类型为“不确定”的业绩预告。（4）剔除强制性披露的业绩预告，包括上市公司首次亏损、连续亏损、扭亏为盈及比上年同期发生大幅度变动（增长或减少50%以上）等情况。本研究使用的业绩预告数据、融资融券数据和大股东股权质押数据来自Wind数据库，并经手工整理；分析师跟踪和其他财务数据来自CSMAR数据库。回归分析时，为剔除极端值的影响，我们对所有连续变量进行了头尾1%的Winsor处理。最后我们共取得1,132个有效数据观察值。

（二）检验模型

由于放松卖空约束的试点在不同时点逐步展开，我们利用双重差分模型来控制这段时间内其他事件对管理层自愿披露坏消息行为的影响。为检验本文的研究假说，借鉴靳庆鲁等（2015）的研究，我们构造了如下回归模型（1）：

$$\begin{aligned} \text{Precise}_{i,t,n} = & \alpha + \beta_1 \text{Short}_{i,t} + \beta_2 \text{Size}_{i,t} + \beta_3 \text{Lev}_{i,t} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t} + \beta_5 \text{MB}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{Age}_{i,t} + \beta_7 \text{Horizon}_{i,t,n} + \beta_8 \text{Growth}_{i,t} + \beta_9 \text{TobinQ}_{i,t} \\ & + \beta_{10} \text{Volatility}_{i,t} + \beta_{11} \text{Market}_{i,t} + \sum \text{Industry} \\ & + \sum \text{Year} + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中， $\text{Precise}_{i,t,n}$ 衡量上市公司*i*在第*t*年第*n*次所发布的业绩预告精确度，如果公司业绩预告的形式为点值，取值为3；形式为范围值时，取值为2；形式为上、下限值取1，定性取0。 $\text{Short}_{i,t}$ 为卖空机制变量，如果管理层在发布业绩预告当天，该上市公司的股票可以进行卖空交易，则取值为1，否则为0。控制变量包括： $\text{Size}_{i,t}$ 衡量公司规模，等于公司年末总市值的自然对数； $\text{Lev}_{i,t}$ 等于公司资产负债率； $\text{ROA}_{i,t}$ 代表经营业绩，等于公司净利润与利息支出之和与总资产的比值； $\text{MB}_{i,t}$ 表示公司的市净率； $\text{Age}_{i,t}$ 衡量公司上市年龄，用公司（上市年数+1）的自然对数表示； $\text{Horizon}_{i,t}$ 表示业绩预告时差，等于业绩预告发布日与当期业绩实际宣告日之间的天数； $\text{Growth}_{i,t}$ 代表公司成长性，等于公司年营业收入的增长率； $\text{TobinQ}_{i,t}$ 用公司企业市场价值与资本重置成本之比来表示； $\text{Volatility}_{i,t}$ 衡量公司盈余波动性，用总资产标准化的前5年（含当年）盈余的标准差滚动计算得出； $\text{Market}_{i,t}$ 代表地区市场化水平，基于樊纲等（2011）编制的《中国市场化指数》中的市场化指数，如果公司所在地区的得分高于所有省份的中位数，则取值为1，否则为0；最后，我们还在模型中控制了行业和年度的影响。

六、实证结果

（一）描述性统计

表1是各变量的描述性统计。其中显示，业绩预告精确度的均值为1.3878，中位数为2，表明管理层对坏消息的业绩预告自愿披露的精确度较低。卖空变量Short的均值为0.1413，表明样本中大概有14%的公司股票可以进行卖空交易。样本公司资产负债率平均为40.12%，总资产收益率ROA的均值为3.70%，平均的市净率为3.0765。样本公司成长性变量Growth的均值为0.0810，平均的TobinQ值为1.8610，盈余波动性变量Volatility的均值为0.0330。样本公司中，平均每次业绩预告的发布日距离当期业绩实际宣告日之间的时间大约为218天。

表1 变量的描述性统计

变量	观察值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Precise	1,132	1.3878	2.00	0.9981	0.00	3.00
Short	1,132	0.1413	0.00	0.3485	0.00	1.00
Size	1,132	15.081	14.986	0.8020	13.508	17.423
Lev	1,132	0.4012	0.3971	0.1965	0.0474	0.8633
ROA	1,132	0.0370	0.0308	0.0368	-0.0732	0.1804
MB	1,132	3.0765	2.4527	2.1599	0.7034	14.603
Age	1,132	1.9816	1.7918	0.4308	1.3863	3.0445
Horizon	1,132	217.84	224.00	95.121	15.00	387.00
Growth	1,132	0.0810	0.0382	0.3019	-0.4728	1.7506
TobinQ	1,132	1.8610	1.5055	1.3748	0.2509	7.7546
Volatility	1,132	0.0330	0.0232	0.0353	0.0043	0.2455
Market	1,132	0.8507	1.00	0.3565	0.00	1.00

（二）卖空机制与“坏信息”披露质量

表 2 为上述模型（1）的回归结果。第（1）列回归仅纳入卖空变量 Short，结果显示，Short 的回归系数为-0.4950，在 5%水平上显著，表明当公司股票可以进行卖空交易后，管理层对“坏消息”类型业绩预告的自愿披露精确度下降，即卖空机制的推出使管理层降低了对于负面信息的披露质量，初步验证了本文的研究假说 1。

第（2）列回归仅纳入相关控制变量，结果显示：公司规模越大的公司，业绩预告精确度越低；随着业绩预告日期与实际披露日期的日益临近，管理层对于业绩预告的披露精确度也越来越高；而托宾 Q 与业绩预告精确度正相关。

第（3）列，我们同时纳入卖空变量 Short 和相关控制变量。其中显示，Short 的回归系数为-0.5560，在 5%水平上显著，表明当公司股票进入卖空名单之后，业绩预告精确度下降。回归结果进一步验证了本文的研究假说 1，即卖空机制的引入，提高了坏消息融入股价的速度，使公司管理层更有动机隐藏公司的负面信息，降低了坏消息的自愿披露质量，使业绩预告精确度下降。

表2 卖空机制与坏消息披露质量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
Short	-0.4950** (0.020)		-0.5560** (0.032)
Size		-0.2370** (0.040)	-0.0972 (0.462)
Lev		0.4590 (0.505)	0.4570 (0.507)
ROA		-2.6490 (0.302)	-3.1430 (0.221)
MB		-0.0455	-0.0518

		(0.631)	(0.586)
Age		-0.0825	-0.0355
		(0.686)	(0.863)
Horizon		-0.0052***	-0.0053***
		(0.000)	(0.000)
Growth		-0.3650	-0.4060
		(0.152)	(0.113)
TobinQ		0.3310**	0.3410**
		(0.044)	(0.039)
Volatility		2.0510	2.4970
		(0.430)	(0.337)
Market		-0.0625	-0.0212
		(0.792)	(0.929)
Constant cut1	17.700	14.620	16.810
	(0.982)	(0.990)	(0.988)
Constant cut2	22.180	19.330	21.550
	(0.978)	(0.986)	(0.985)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	1,132	1,132	1,132
Pseudo R-squared	0.293	0.293	0.293

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为P值。

（三）股权质押和管理层持股比例的影响

为考察控股股东股权质押对卖空机制与“坏消息”自愿披露质量间关系的影响，我们按控股股东是否存在股权质押行为进行分组并对模型（1）进行检验。如表3所示，第（1）列表示按控股股东存在股权质押行为的公司样本组，而第（2）列表示按控股股东不存在股权质押行为的公司样本组。结果显示，第（1）列中 Short 的回归系数为-1.4960，且在1%水平上显著（P值为0.001）；而第（2）列中 Short 的回归系数为-0.3400，但不显著。进一步，采用SUE方法对两组样本回归系数进行检验发现，回归系数差异在5%水平上显著（P值为0.041）。这些结果表明，对于控股股东存在股权质押行为的公司，卖空机制的引入显著降低了“坏消息”的自愿披露质量；而对于控股股东不存在股权质押行为的公司，卖空机制的引入对“坏消息”自愿披露质量的影响不显著。表4第（1）列和第（2）列的结果支持了本文的假说2，即相对于控股股东不存在股权质押行为的公司，卖空机制更显著地降低了控股股东存在股权质押行为公司的“坏消息”自愿披露质量。

为考察管理层持股比例对卖空机制与“坏消息”自愿披露质量间关系的影响，我们按管理层持股比例高低进行分组并对模型（1）进行检验。如表3所示，第（3）列表示管理层持股比例较高的公司样本组，而第（4）列表示管理层持股比例较低的公司样本组。结果显示，第（3）列中 Short 的回归系数为-2.4570，且在1%水平上显著（P值为0.000）；而第（4）列中 Short 的回归系数为-0.4000，但不显著。进一步，采用SUE方法对两组样本回归系数进行检验发现，回归系数差异在1%水平上显著（p值为0.004）。这些结果表明，在管

理层持股比例较高的公司，卖空机制的引入显著降低了“坏消息”的自愿披露质量；而在管理层持股比例较低的公司，卖空机制的引入对“坏消息”自愿披露质量的影响不显著。表 4 第（3）列和第（4）列的结果支持了本文的假说 3，即管理层持股比例越高的公司，卖空机制对管理层“坏消息”自愿披露质量的降低作用越明显。

表3 股权质押和管理层持股的影响

变量	有股权质押	无股权质押	管理层持股比 例较高	管理层持股比 例较低
	(1)	(2)	(3)	(4)
Short	-1.4960*** (0.001)	-0.3400 (0.342)	-2.4570*** (0.000)	-0.4000 (0.255)
Size	0.6800*** (0.008)	-0.3510** (0.043)	1.1210*** (0.003)	-0.3050* (0.0713)
Lev	-3.7130** (0.029)	0.5900 (0.429)	-7.4400*** (0.00361)	1.0330 (0.176)
ROA	-9.8510** (0.038)	-0.7700 (0.826)	-19.020*** (0.00716)	2.7040 (0.436)
MB	0.4450** (0.038)	-0.1460 (0.167)	1.1270** (0.0214)	-0.1210 (0.243)
Age	0.3770 (0.352)	0.0782 (0.759)	-0.2330 (0.745)	0.1080 (0.646)
Horizon	-0.0049*** (0.001)	-0.0054*** (0.000)	-0.0166*** (0.000)	-0.0031*** (0.002)
Growth	-0.3910 (0.432)	-0.2900 (0.374)	-1.0890 (0.216)	-0.3820 (0.209)
TobinQ	-0.5270 (0.205)	0.4340** (0.011)	-1.7240** (0.015)	0.5150*** (0.007)
Volatility	-10.500** (0.041)	5.5600* (0.083)	6.8810 (0.491)	-1.8150 (0.530)
Market	-0.1580 (0.726)	0.2050 (0.494)	0.8420 (0.322)	0.0009 (0.997)
Constant cut1	5.9770 (0.130)	13.590 (0.988)	5.6530 (0.317)	14.490 (0.988)
Constant cut2	11.760*** (0.003)	17.940 (0.984)	16.980*** (0.004)	17.620 (0.985)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	457	675	570	562
Pseudo R-squared	0.316	0.316	0.280	0.280
Short系数比较检验	P-value=0.041		P-value=0.004	

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为P值。

七、进一步分析

（一）对业绩预告发布及时性的考察

如前所述，我们用业绩预告精确度来代表管理层对坏消息的自愿披露质量。但业绩预告发布的及时性作为管理层披露策略的重要组成部分，也会影响市场投资者的决策。为了研究公司卖空机制的引入对业绩预告发布及时性的影响，我们将业绩预告及时性 $Timeliness_{i,t,n}$ 定义为 $Ln(Horizon_{i,t,n})$ ，即每次业绩预告的发布日距离当期业绩实际宣告日间隔天数的自然对数，并构造了如下回归模型（2）：

$$\begin{aligned} Timeliness_{i,t,n} = & \alpha + \beta_1 Short_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 MB_{i,t} \\ & + \beta_6 Age_{i,t} + \beta_7 Growth_{i,t} + \beta_8 TobinQ_{i,t} + \beta_9 Volatility_{i,t} \quad (2) \\ & + \beta_{10} Market_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \end{aligned}$$

模型（2）的回归结果如表4所示。第（1）列仅包含Short一个解释变量，其系数显著为负，说明当上市公司股票可卖空之后，业绩预告发布的及时性降低。第（3）列在第（1）列的基础上增加了控制变量，Short的系数依然显著为负。回归结果表明，卖空机制的引入降低了业绩预告发布的及时性，增强了管理层延迟发布“坏消息”的动机。这也进一步表明卖空机制确实影响了管理层的业绩预告行为，降低了公司管理层及时披露“坏消息”的意愿。

表4 基于业绩预告发布及时性的考察

变量	(1)	(2)	(3)
Short	-0.2760** (0.019)		-0.3260*** (0.007)
Size		0.1590 (0.305)	0.2200 (0.159)
Lev		0.7910 (0.181)	0.8790 (0.135)
ROA		0.2750 (0.854)	-0.6030 (0.692)
MB		-0.0833 (0.162)	-0.0913 (0.123)
Age		0.2580 (0.631)	0.1270 (0.813)
Growth		-0.0479 (0.706)	-0.0651 (0.606)
TobinQ		0.1290 (0.188)	0.1420 (0.146)
Volatility		5.4750*** (0.000)	5.4400*** (0.000)
Market		0.0371 (0.853)	-0.0020 (0.992)
Constant	5.3450*** (0.000)	2.3030 (0.301)	1.5930 (0.475)
Firm	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	1,132	1,132	1,132

R-squared	0.684	0.691	0.695
-----------	-------	-------	-------

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为P值。

（二）对分析师治理效应的考察

分析师作为信息中介，具备相对较强的专业能力，可以更加有效率地搜集、整理和分析上市公司的各类信息并向市场参与者进行传递，从而在一定程度上缓解了管理层和投资者、管理层和股东之间的信息不对称问题，也使得公司的治理体系更加完善（Jensen and Meckling, 1976；方军雄，2007；潘越等，2011）。与其他市场投资者相比，分析师具有更强的信息解读能力，也更有可能会发掘管理层的舞弊行为，因此分析师对上市公司发挥着重要的外部治理功能（Yu, 2008；Dyck et al., 2010；李春涛等，2016）。郑建明等（2015）的研究也表明，分析师通过对公共信息和私有信息的搜集与处理，可以减少内部人与外部人的信息不对称程度，降低代理成本，规范管理层的信息披露行为。那么，分析师跟踪应该可以在一定程度上削弱卖空机制与“坏消息”自愿披露质量的负相关关系。

为考察分析师跟踪对卖空机制与“坏消息”自愿披露质量间关系的影响，我们按分析师跟踪人数的高低进行分组并对模型（1）进行检验。如表5所示，第（1）列和第（2）列表示分析师跟踪人数较多的公司样本组，而第（3）列和第（4）列表示分析师跟踪人数较少的公司样本组。结果显示，分析师跟踪人数较多的公司样本组中，Short 的回归系数为-0.2740，但不显著；而分析师跟踪人数较少的公司样本组中，Short 的回归系数为-1.4990，且在 1%水平上显著（P 值为 0.009）。进一步，采用 SUE 方法对两组样本回归系数进行检验发现，回归系数差异在 10%水平上显著（P 值为 0.058）。这些结果表明，对于分析师跟踪人数较多的公司，由于分析师可以发挥较强的外部监督治理作用，卖空机制的引入对“坏消息”自愿披露质量的影响不显著；而对于分析师跟踪人数较少的公司，由于分析师发挥的外部监督治理作用较弱，卖空机制的引入对“坏消息”自愿披露质量的影响不显著。因此，相对于分析师跟踪人数较多的公司，卖空机制的引入降低分析师跟踪人数较少公司的“坏消息”自愿披露质量更明显。

表5 分析师的治理效应

变量	分析师跟踪人数较多		分析师跟踪人数较少	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	系数	P值	系数	P值
Short	-0.2740	(0.430)	-1.4990***	(0.009)
Size	-0.0121	(0.954)	-0.2660	(0.243)
Lev	-2.7820**	(0.038)	0.5900	(0.507)
ROA	-4.3730	(0.204)	0.3250	(0.953)
MB	0.4910**	(0.014)	-0.2870**	(0.018)
Age	-0.0509	(0.873)	0.5790*	(0.077)
Horizon	-0.0052***	(0.000)	-0.0067***	(0.000)

Growth	-0.4780	(0.244)	-0.3520	(0.408)
TobinQ	-0.3960	(0.234)	0.3660*	(0.088)
Volatility	-6.7420	(0.160)	7.1890**	(0.049)
Market	-0.0232	(0.945)	-0.0345	(0.928)
Constant cut1	-3.6680	(0.240)	26.950	(0.987)
Constant cut2	1.9280	(0.536)	31.480	(0.985)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	612	612	520	520
Pseudo R-squared	0.418	0.418	0.418	0.418
Short系数比较检验	P-value=0.058			

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为P值。

（三）对强制性业绩预告的考察

由于证监会对上市公司的监管较为严格，对强制性披露行为比较重视，因此管理层为了避免受到监管机构的惩罚或使权利申请（如增发）顺利通过，对于容易被观测和核实的强制性信息，降低披露质量的动机较弱（高敬忠和王英允，2014）。因此，相对于自愿性业绩预告，管理层不太可能为了私利降低强制性业绩预告的披露质量。表6的回归结果均不显著，表明对强制性业绩预告来说，卖空机制对“坏消息”披露质量的影响不显著。

表6 对强制性业绩预告的考察

变量	(1)	(2)	(3)
Short	0.0114 (0.885)	0.0617 (0.443)	0.0758 (0.375)
Size	0.1920*** (0.000)	0.2000*** (0.000)	-0.2690*** (0.000)
Lev	-0.1840*** (0.000)	-0.1830*** (0.000)	-0.1480*** (0.005)
ROA	-0.0035 (0.981)	-0.0326 (0.831)	-0.5820*** (0.000)
MB	0.0012 (0.486)	0.0014 (0.439)	0.0029 (0.124)
Age	0.9140*** (0)	0.9720*** (0)	0.4670*** (0)
Horizon	0.0003 (0.107)	0.0002 (0.218)	-0.0006*** (0.00153)
Growth	0.0184 (0.509)	0.0149 (0.596)	0.0852*** (0.00436)
TobinQ	0.0616*** (0)	0.0604*** (7.05e-11)	0.0096 (0.338)
Volatility	0.0820	0.0918	0.3000**

	(0.533)	(0.492)	(0.0310)
Market	-0.0592	-0.0504	-0.1040**
	(0.188)	(0.270)	(0.0316)
Constant cut1	4.8200***	4.8210***	14.370
	(0)	(0)	(0.972)
Constant cut2	4.8410***	4.8420***	14.400
	(0)	(0)	(0.972)
Constant cut3	6.4880***	6.5110***	16.240
	(0)	(0)	(0.968)
Industry	No	Yes	Yes
Year	No	No	Yes
N	9,269	9,269	9,269
Pseudo R-squared	0.130	0.130	0.130

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为P值。

八、稳健性检验

（一）卖空机制变量的重新定义

前述卖空变量的定义为：如果在管理层发布业绩预告的当天，该股票在卖空名单之中，则 Short 取值为 1，否则为 0。借鉴靳庆鲁等（2015）的研究，我们定义了另外一个卖空变量 Short1，如果一家上市公司股票在本年度可以卖空且可卖空时间大于三个月，Short1 取值为 1，否则为 0。然后，我们重新对上述模型（1）进行了回归，结果如表 7 所示。其中显示，卖空机制的引入降低了管理层对于坏消息的自愿披露质量；相对于控股股东不存在股权质押的公司，卖空机制更显著地降低了控股股东存在股权质押公司的坏消息自愿披露质量；在管理层持股比例较高的公司，卖空机制对坏消息的自愿披露质量的抑制作用更明显。

表7 卖空机制变量的重新定义

变量	全样本	有股权质押	无股权质押	管理层持股 比例较高	管理层持股 比例较低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Short1	-0.4460*	-1.2940***	-0.2880	-1.8930***	-0.5090
	(0.075)	(0.003)	(0.407)	(0.004)	(0.129)
Size	-0.1100	0.6940***	-0.3560**	1.1630***	-0.2700
	(0.418)	(0.009)	(0.045)	(0.004)	(0.108)
Lev	0.4690	-3.6970**	0.6020	-7.6310***	1.0490
	(0.495)	(0.030)	(0.420)	(0.003)	(0.170)
ROA	-2.8180	-10.320**	-0.3670	-20.630***	3.4690
	(0.272)	(0.031)	(0.916)	(0.005)	(0.313)
MB	-0.0517	0.4160*	-0.1430	1.0570**	-0.1170
	(0.585)	(0.053)	(0.176)	(0.028)	(0.259)
Age	-0.0449	0.3500	0.0748	-0.3500	0.1110
	(0.827)	(0.389)	(0.769)	(0.621)	(0.636)
Horizon	-0.0052***	-0.0045***	-0.0054***	-0.0161***	-0.0030***
	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.003)

Growth	-0.4020 (0.117)	-0.3460 (0.486)	-0.2910 (0.374)	-0.8730 (0.310)	-0.4010 (0.187)
TobinQ	0.3430** (0.037)	-0.4820 (0.247)	0.4320** (0.011)	-1.5950** (0.020)	0.5090*** (0.007)
Volatility	2.3160 (0.372)	-9.9520* (0.051)	5.3430* (0.094)	5.3280 (0.591)	-1.8700 (0.517)
Market	-0.0606 (0.799)	-0.1220 (0.787)	0.1670 (0.579)	0.7990 (0.316)	-0.0348 (0.893)
Constant cut1	16.630 (0.988)	6.3290 (0.122)	13.530 (0.988)	6.3680 (0.285)	13.750 (0.978)
Constant cut2	21.360 (0.985)	12.070*** (0.004)	17.880 (0.984)	17.580*** (0.004)	16.890 (0.973)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,132	457	675	570	562
Pseudo R-squared	0.292	0.316	0.316	0.281	0.281
Short1系数比较检验		P-value=0.0636		P-value=0.0559	

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为P值。

（二）业绩预告精确度变量的重新定义

研究发现，由于不同精确度的业绩预告所包含的信息含量不同，对投资者预期调整的影响程度也不同（Hirst et al., 1999; Hutton et al., 2003）。为了进一步检验不同预测类型之间的区别，本文从定性和定量方面将四种业绩预告类型再归类，并构建如下回归模型（3）：

$$\begin{aligned}
Quan_{i,t,n} = & \alpha + \beta_1 Short_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 MB_{i,t} \\
& + \beta_6 Age_{i,t} + \beta_7 Horizon_{i,t,n} + \beta_8 Growth_{i,t} + \beta_9 TobinQ_{i,t} \\
& + \beta_{10} Volatility_{i,t} + \beta_{11} Market_{i,t} + \sum Industry \\
& + \sum Year + \varepsilon
\end{aligned} \quad (3)$$

其中，当预测类型为定量预测（包括前文所定义的点预测、闭区间预测和开区间预测）时，则变量 $Quant_{i,t,n}$ 取值为 1，否则为定性预测，取值为 0。其他变量与前文定义相同。模型（3）的回归结果如表 8 所示。其中显示，本文的回归结果没有发生变化，即管理层对“坏消息”的自愿披露质量因卖空机制的引入而降低，且对于控股股东存在股权质押和管理层持股比例较高的公司更明显。

表8 业绩预告精确度的重新定义

变量	全样本	有股权质押	无股权质押	管理层持股 比例较高	管理层持股 比例较低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Short	-0.9120*** (0.006)	-2.4320*** (0.000)	-0.5260 (0.227)	-3.5150*** (0.000)	-0.5910 (0.160)
Size	0.0600 (0.702)	1.1110*** (0.002)	-0.2380 (0.238)	1.4830*** (0.001)	-0.2420 (0.210)
Lev	-0.8240	-7.4090***	-0.7620	-10.250***	0.2670

	(0.273)	(0.003)	(0.386)	(0.002)	(0.778)
ROA	-3.8510	-11.110*	0.9950	-25.290***	3.1860
	(0.208)	(0.070)	(0.808)	(0.003)	(0.428)
MB	0.0305	0.9100**	-0.0286	1.4850**	-0.0457
	(0.746)	(0.015)	(0.800)	(0.028)	(0.721)
Age	-1.0250***	-1.2190**	-0.7520**	-0.5230	-0.7400**
	(0.000)	(0.019)	(0.016)	(0.527)	(0.011)
Horizon	-0.0073***	-0.0081***	-0.0074***	-0.0242***	-0.0043***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
Growth	-0.2980	-0.2540	-0.1410	-1.2910	-0.2910
	(0.316)	(0.674)	(0.709)	(0.240)	(0.380)
TobinQ	0.1820	-1.2480*	0.2030	-2.2200**	0.3810
	(0.284)	(0.064)	(0.291)	(0.018)	(0.106)
Volatility	-0.3490	-10.350*	0.2420	9.4520	-3.9350
	(0.901)	(0.089)	(0.946)	(0.425)	(0.211)
Market	0.1820	0.1240	0.3070	1.0710	0.2120
	(0.521)	(0.829)	(0.391)	(0.326)	(0.481)
Constant cut1	16.310	5.3980	12.080	6.0000	13.490
	(0.990)	(0.333)	(0.987)	(0.368)	(0.992)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,132	457	675	570	562
Pseudo R-squared	0.468	0.477	0.477	0.418	0.418
Short系数比较检验		P-value=0.0204		P-value=0.0014	

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为P值。

（三）剔除新会计准则影响的考察

我国自 2007 年开始实施新会计准则。为了控制会计准则的变化对本文结果的影响，我们将新会计准则实施之前的公司样本剔除，只保留期间为 2007-2014 年的样本公司，并对模型（1）重新进行了回归，结果如表 9 所示。其中显示，本文的回归结果没有发生变化，即管理层对“坏消息”的自愿披露质量因卖空机制的引入而降低，且对于控股股东存在股权质押和管理层持股比例较高的公司更明显。

表9 剔除新会计准则影响的考察

变量	全样本	有股权质押	无股权质押	管理层持股 比例较高	管理层持股 比例较低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Short	-0.5750** (0.028)	-1.5260*** (0.001)	-0.3580 (0.320)	-2.4570*** (0.000)	-0.4120 (0.246)
Size	-0.0841 (0.532)	0.7020*** (0.006)	-0.3560** (0.042)	1.1210*** (0.003)	-0.2980* (0.085)
Lev	0.3430 (0.629)	-3.4170** (0.045)	0.4720 (0.532)	-7.4400*** (0.004)	0.9640 (0.205)

ROA	-3.1720 (0.222)	-9.8390** (0.038)	-1.3240 (0.709)	-19.020*** (0.007)	3.0610 (0.387)
MB	-0.0361 (0.713)	0.4340** (0.043)	-0.1440 (0.178)	1.1270** (0.021)	-0.1080 (0.291)
Age	-0.0166 (0.936)	0.4370 (0.284)	0.0942 (0.715)	-0.2330 (0.745)	0.1470 (0.533)
Horizon	-0.0052*** (0.000)	-0.0047*** (0.001)	-0.0054*** (0.000)	-0.0166*** (0.000)	-0.0029*** (0.005)
Growth	-0.4510* (0.080)	-0.4340 (0.386)	-0.3150 (0.338)	-1.0890 (0.216)	-0.4450 (0.146)
TobinQ	0.3220* (0.058)	-0.4930 (0.235)	0.4360** (0.011)	-1.7240** (0.015)	0.5030*** (0.007)
Volatility	2.1530 (0.430)	-12.270** (0.027)	6.2970* (0.057)	6.8810 (0.491)	-2.4910 (0.413)
Market	0.0615 (0.799)	-0.0389 (0.933)	0.2980 (0.327)	0.8420 (0.322)	0.0994 (0.704)
Constant cut1	-3.3740 (0.114)	6.6140* (0.095)	-6.1750** (0.038)	5.6530 (0.317)	-4.3980 (0.136)
Constant cut2	1.3860 (0.516)	12.400*** (0.002)	-1.7640 (0.552)	16.980*** (0.004)	-1.2400 (0.674)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,022	430	592	570	452
Pseudo R-squared	0.187	0.213	0.213	0.145	0.145
Short系数比较检验		P-value=0.0416		P-value=0.0040	

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为P值。

九、结论与启示

本文以 2003-2014 年上市公司为样本，运用双重差分模型，以管理层自愿业绩预告为切入点，系统考察了卖空机制对管理层自愿业绩预告的影响。研究发现，卖空机制的引入增加了管理层隐藏坏消息的收益，由此导致公司管理层更有动机隐藏坏消息。进一步的分析显示，对于控股股东存在股权质押行为的公司，由于卖空机制的引入对控股股东的利益产生影响，因此管理层降低坏消息的自愿披露质量更明显；对于管理层持股比例较高的公司，卖空机制引入后，出于个人利益的考虑，管理层降低坏消息自愿披露质量更明显。

本文的研究如下几方面的贡献：首先，本文的研究增进了我们对管理层自愿信息披露的认识，为理解公司管理层降低坏消息的披露质量提供了经验证据。其次，本文通过考察卖空机制对公司管理层自愿信息披露行为的影响，拓展了融资融券方面的文献。第三，本文在研究方法上也有一定的贡献，利用融资融券这一准“自然实验”较好地控制了内生性。最后，本文的研究也有利于资本市场中信息使用者提高决策的效率，并为我国进一步发展证券市场监管体制和建立透明公开的投资环境提供重要的实证证据。

参考文献

- [1]包锋,徐建国.《异质信念的变动与股票收益》,《经济学(季刊)》,2015年第4期。
- [2]才静涵,夏乐.《卖空制度、流动性与信息不对称问题研究——香港市场的个案》,《管理科学学报》2011年第2期。
- [3]陈东华.《地方政府、公司治理与补贴收入——来自我国证券市场的经验证据》,《财经研究》,2003年第9期。
- [4]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》,《金融研究》,2009年第4期。
- [5]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》,《金融研究》,2015年第6期。
- [6]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》,《会计研究》,2014年第9期。
- [7]陈淼鑫,郑振龙.《卖空机制对证券市场的影响:基于全球市场的经验研究》,《世界经济》,2008年第12期。
- [8]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年度报告[M].2011年经济科学出版社。
- [9]方立兵,肖斌卿.《融资融券失衡对标的股票定价效率的影响》,《当代经济科学》,2015年第2期。
- [10]方军雄.《市场化进程与资本配置效率的改善》,《经济研究》,2006年第5期。
- [11]方军雄.《我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测》,《金融研究》,2007年第6期。
- [12]付鸣,刘启亮,李祎.《异质信念、财务报表质量与特质波动率——基于差分模型的研究》,《投资研究》,2015年第9期。
- [13]高敬忠,王英允.《强制或自愿:哪种披露政策下的业绩预告可靠性更高?——基于中国A股上市公司的经验研究》,《财贸研究》,2014年第1期。
- [14]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》,《金融研究》,2011年第2期。
- [15]韩梅芳.《融资融券业务与股票风险:抑制或助推?——基于信息传递的视角》,《投资研究》,2015年第8期。
- [16]姜付秀,黄磊,张敏.《产品市场竞争、公司治理与代理成本》,《世界经济》,2009年第10期。
- [17]靳庆鲁,侯青川,李刚,谢亚茜.《放松卖空管制、公司投资决策与期权价值》,《经济研究》,2015年第10期。
- [18]李科,徐龙炳,朱伟骅.《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》,2014年第10期。
- [19]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》,《经济研究》,2015年第4期。
- [20]廖士光,杨朝军.《卖空交易机制、波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究》,《管理世界》,2005年第12期。
- [21]鲁桂华,张静,刘保良.《中国上市公司自愿性积极业绩预告:利公还是利私——基于大股东减持的经

验证证据》，《南开管理评论》，2017 年第 2 期。

[22]陆贤伟，王建琼，马丽莎.《卖空约束与盈余信息含量》，《系统工程》，2013 年第 7 期。

[23] 牛建波，吴超，李胜楠.《机构投资者类型、股权特征和自愿性信息披露》，《管理评论》，2013 年第 3 期。

[24]潘宏.《投资者意见分歧视角下盈余公告的市场反应经验研究》，《投资研究》，2012 年第 1 期。

[25]潘越，戴亦一，林超群.《信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险》，《金融研究》，2011 年第 9 期。

[26]沈冰，郭粤，傅李洋.《中国股票市场内幕交易影响因素的实证研究》，《财经问题研究》，2013 年第 4 期。

[27]沈冰，冉光，钟剑.《我国股票市场知情交易的形成及策略分析》，《管理世界》，2012 年第 1 期。

[28]史永东，李凤羽.《卖空限制、意见分歧收敛与信息披露的股价效应——来自 A 股市场的经验证据》，《金融研究》，2012 年第 8 期。

[29]王旻，廖士光，吴淑琨.《融资融券交易的市场冲击效应研究——基于中国台湾证券市场的经验与启示》，《财经研究》，2008 年第 10 期。

[30]王性玉，王帆.《做空机制对我国股市波动性——流动性影响的实证分析》，《.经济管理》，2013 年第 11 期。

[31]王茵田，朱英姿，章真.《投资者是非理性的吗——卖空限制下我国权证价格偏离探析》，《金融研究》，2012 年第 1 期。

[32]吴术，张兵，李心丹.《融资融券交易对市场有效性影响的计算实验》，《系统工程》2014 年第 9 期。

[33]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》，《管理世界》，2014 年第 8 期。

[34]徐枫，胡鞍钢，郭楠.《异质信念、卖空限制对证券发行决策的影响》，《中国管理科学》，2013 年第 2 期。

[35]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》，《管理世界》，2012 年第 5 期。

[36]许致维，李少育.《投资者异质信念、股权融资现金流与企业过度投资——来自中国 A 股的经验证据》，《财经研究》，2014 年第 7 期。

[37]杨德勇，吴琼.《融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角》，《中央财经大学学报》2011 年第 5 期。

[38]伊志宏，姜付秀，秦义虎.《产品市场竞争、公司治理与信息披露质量》，《管理世界》，2010 年第 1 期。

[39]张永力，裘骏峰.《融券对我国股票价格的影响》，《投资研究》，2012 年第 9 期。

[40]张然，陈思，雷羽.《SEC 意见信与财务造假——基于中概股危机的实证分析》，《会计研究》，2015 年第 7 期。

[41]郑建明、黄晓蓓、张新民.《管理层业绩预告违规与分析师监管》，《会计研究》，2015 年第 3 期。

[42]周晓苏，张继袖，唐洋.《控股股东所有权、双向资金占用与盈余质量》，《财经研究》，2008 年第 2 期。

[43]Allen F and Gale D.Arbitrage,1991,Short sales and financial innovation,Econometrica,1991,59

(4) :1041-1068.

[44]Altken M J,et al.1998,Short sales are almost instantaneously bad news: Evidence from the Australian stock exchange ,Journal of Finance 1998,53 (6): 2205-2223.

[45]Ajinkya,B.and Gift,1984,Corporate Managers Earnings, Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations, Journal of Accounting Research,1984.

[46]Bai Y,et al.2006,Asset prices under short-sale constraints,Working Paper,2006,The University of Hong Kong.

[47]Baginski, S. P.,Hassell, J. M.. 1997,Determinants of Management Forecast Precision. The Accounting Review, 1997, 72(2): 303-312.

[48]Bali T G,et al.2009,Unusual news events and the cross-section of stock returns,Working Paper.

[49]Baginski, S. P.,Hassell, J. M.,1997,Determinants of Management Forecast Precision,The Accounting Review, 1997, 72(2): 303-312.

[50]Berkman H,et al.,2009,Sell on the news:Differences of opinion,short-sales constraints,and returns around earnings announcements, Journal of Financial Economics,2009,92 (3):376—399.

[51]Bushman, R, Q. Chen, E. Engel, and A. Smith,2004,Financial Accounting Information, Organizational Complexity and Corporate Governance Systems, Journal of Accounting & Economics 37 (2004): 167-201.

[52]Botosan, C. A. 1997,Disclosure level and the cost of equity capital, The Accounting Review,and M. A. Plumlee. 2002. Re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital.Journal of Accounting Research .

[53]Charles M J and Owen A L,2002,Short sale constraints and stock returns,Journal of Financial Economics,2002, 66 (2-3): 207-239.

[54]Charoenrook A and Daouk H.2003,The world price of short selling[R].Working Paper,2003,The Owen Graduate School of Management,Vanderbilt University.

[55]Claessens, S.; S. Djankov;J.P.H.Fan; Andl. H. P. Lang,2002,Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings.,Journal of Finance 57 (2002): 2741-71

[56]Coller,M., and T.Yohn.1997,Management Forecasts and Information asymmetry:An Examination of Bid-Ask Spreads, Journal of Accounting Research,1997.

[57]Cox, C. 1985,Further Evidence on the Representativeness of Management Earnings Forecasts, Accounting Review, 1985.

[58]Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney, 1996, Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. Contemporary Accounting Research 13 (1): 1-36.

[59]Desai, Krishnamurthy, Venkataraman, 2006, Do short sellers target firms with poor earnings quality? Evidence from earnings restatements, Rev Acc Stud(11): 71-90.

[60]Drake M. S., L. Rees and E. P. Swanson., 2011, Should investors follow the prophets or the bears? -Evidence on the use of public information by analysts and short sellers. The Accounting Review 86 (1):

101-30.

[61]Dyck, A., Morse, A., Zingales, L., 2010, "Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?", *The Journal of Finance*, Vol. 65, No. 6, PP2213-2253.

[62]Engelberg J., A. V. Reed and M. Ringgenberg., 2010, How are shorts informed? -Short sellers, news and information processing, working paper, University of North Carolina.

[63]Fang V W et al.2013,Short selling and earnings management: a controlled experiment,Working Paper,2013

[64] Frankel, R., M. McNichols, and P. Wilson. 1995,Discretionary Disclosure and External Financing, *Accounting Review*, 1995.

[65]Harrison J. M .and Kreps D. M.,1978,Speculative investor behavior in a stock market with heterogeneous expectations,*Quarterly Journal of Economics*,1978, 92 (2): 323-336.

[66]Henry T. R. and Koski J. L.,2008,Short selling around seasoned equity offerings,*Review of Financial Studies*,2008,23 (12): 4389-4418.

[67]Hirst, E.,Koonce, L., Miller,J.. The Joint Effect of Management Credibility and the Form of Their Financial Forecasts on Investor Judgment. *Journal of Accounting Research*, 1999, 37(Supplement):101-124.

[68]Hirst, D. E., Koonce, L.2008, Venkataraman,S.. Management Earnings Forecasts: A Review and Framework, *Accounting Horizons*,2008, 22(3): 315-338.

[69]Hutton, A. P., Miller, G. S., Skinner, D. J.. The Role of Supplementary Statements with Management Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(5): 867-890.

[70]Jensen, M., Andw. Meckling, 1976,Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure,*Journal of Financial Economics* 3 (1976): 305-60.

[71]Jonathan M., Karpoff and Xiaoxia Lou, 2010, Short sellers and financial misconduct, *The Journal of Finance*, 65 (5): 1879-1913.

[72] Karpoff J and Lou X,2010,Short sellers and financial misconduct[J].*Journal of Finance*, 2010, 65(5) : 1879-1913.

[73]Massa, Zhang and Zhang, 2012, The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Manipulation ,INSTEAD , Working Paper.

[74]Richardson S.A.,2003,Earnings quality and short sellers,*Accounting Horizons* (Supplement) ,2003, 49-61.

[75]Shleifer, A.,Andr. Vishny.1997,A Survey of Corporate Governance." *Journal of Finance*52 (1997):737-83.

[76]Shuping Chen, Xia Chen ,and Qiang Cheng,2008,Do Family Firms Provide More or Less Voluntary Disclosure? *Journal of Accounting Research*, 2008,(3), 499-536

[77]Yu F., 2008, "Analyst Coverage and Earnings Management", *Journal of Financial Economics*, Vol. 88, No. 2, PP245-271.