

融资融券交易、管理层信息披露与分析师行为

李志生 马伟力

摘要：2010年3月31日推出的融资融券交易制度为研究杠杆与卖空交易的市场效应提供了难得的自然实验环境。本文根据2009年第1季度至2014年第4季度的上市公司业绩预告及分析师盈利预测数据，从市场信息传递过程入手，分别从上市公司管理层信息披露质量和分析师盈利预测行为特征的角度分析了融资融券交易对市场信息效率的影响。研究结果显示，通过比较融资融券标的股和非标的股，以及股票入选融资融券标的前后，公司信息披露质量以及分析师针对公司的盈利预测行为特征之间的差异，发现融资融券交易制度的引入有效地提高了我国资本市场的信息效率。具体表现为：（1）相对于非标的公司而言，融资融券标的公司的业绩预告具有更低的预告误差，更高的预告及时性、积极性以更高的对于坏消息的公开程度，同时，分析师针对融资融券标的公司盈利预测具有更低误差和分歧；（2）相比于入选标的前，公司股票入选融资融券标的后，其业绩预告误差显著降低、预告及时性与积极性显著提高，对坏消息的公开程度也显著提高，同时，分析师针对其的盈利预测误差与分歧显著降低；（3）融资融券交易制度对分析师盈利预测行为的影响是通过提高管理层信息披露质量来实现的，管理层信息披露质量在这一过程中发挥了中介作用。此外，我们还发现，公司股票被卖空程度的提高，对于第一类信息披露质量主要存在监管效应，而对第二类信息披露质量则主要存在逼迫效应，而较高的行业竞争度既给了公司管理层提高信息披露质量的压力，同时也使他们产生了隐瞒不利消息的动机。

关键词：融资融券；信息披露；业绩预告；分析师盈利预测；行业竞争度

通讯作者：

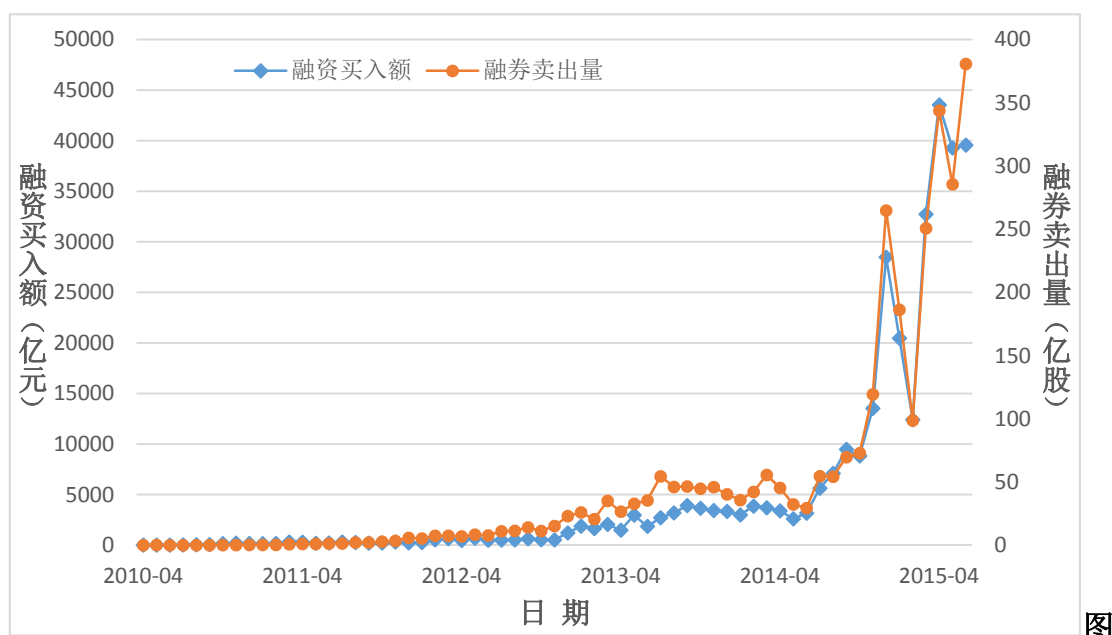
- ❖ 李志生，男，1978年10月出生，中南财经政法大学金融学院教授、副院长。
- ❖ 地址：武汉市南湖大道182号，中南财经政法大学金融学院，邮编430073
- ❖ 电话：027-88386384
- ❖ Email: zslizli@znufe.edu.cn, zhishengli@gmail.com
- ❖ 所受资助：国家自然科学基金“非对称卖空约束下资产价格波动与泡沫演化的理论机制与实证研究”（编号：71271214）；教育部“新世纪优秀人才支持计划”（编号 NCET-13-1043）

一、引言

融资融券交易又称证券信用交易或保证金交易，具体分为融资交易和融券交易。融资交易中投资者借入资金买入证券，属于杠杆交易的一种；融券交易里投资者借入并卖出证券，本质上是一种卖空交易。以往针对杠杆交易与卖空交易的研究主要集中在对于杠杆与卖空交易的存在对定价效率、价格稳定性等市场特征影响的探讨。首先，已有文献研究表明，杠杆交易增加了市场的流动性，有利于市场价格向其理性价值回归（Greenwald and Stein（1988）、Miller（1989）、Seguin（1990）），而卖空交易加快了资产价格对信息的融合速度，提高了资产价格的信息含量（Miller（1977）、Diamond and Verrecchia（1987）、Hong and Stein（2003）、Bris et al.（2007）、Boehmer *et al.*（2008）、Karpoff *et al.*（2010）、Saffi and Sigurdsson（2011）、Boehmer and Wu（2013）、李科等（2014）、李志生等（2015a）），杠杆与卖空交易的存在提高了特定资产及市场整体的定价效率；其次，不少学者的研究指出，卖空交易能够提高资产价格及市场整体的稳定性，而卖空约束的存在会导致系统性的定价偏差，引起资产价格的暴涨暴跌和剧烈波动（Miller（1977）、Hong and Stein（2003）、Bai *et al.*（2006）、Haruvy *et al.*（2007）、Chang *et al.*（2007）、Diether *et al.*（2009）、陈淼鑫和郑振龙（2008）、肖浩和孔爱国（2014）、陈海强和范云菲（2015）、李志生等（2015b））；此外，除了验证杠杆交易与卖空交易对定价效率和价格稳定性的影响，不少学者还基于市场流动性、信息不对称、持股宽度以及投资者行为等市场微观结构的视角对杠杆与卖空交易影响定价效率和价格稳定性的内在机制进行了分析。如 Greenwald and Stein（1988）、Miller（1989）等指出杠杆交易增加了市场的流动性，有利于资产价格向其合理价值回归，从而提高了资产定价效率；Chen *et al.*（2002）研究结果显示，持股宽度和卖空约束之间存在显著的负相关关系，卖空约束的存在导致持股宽度的降低，负面信息无法有效反映在资产价格中，从而降低了定价效率；Diether *et al.*（2009）研究发现，参与卖空的投资者倾向于采取反转交易策略，从而起到了降低价格波动性、稳定市场的作用；李志生等（2015a）研究结果显示，公司股票被允许卖空以后，其流动性显著提高、信息不对称程度显著下降、持股宽度显著增加，从而为引入卖空交易制度后资产定价效率的提高提供了合理的解释。近年来，也有一些学者开始从公司治理以及管理层行为的角度来分析卖空交易在提高市场效率方面的作用，认为卖空机制和卖空投资者的存在能够对公司形成有效的外部监管，从而约束公司管理层的行为，改善公司治理（Karpoff and Lou（2010）、Massa *et al.*（2011）、Massa *et al.*（2013）、Cheng *et al.*（2014）、陈晖丽和刘峰（2014）、Massa *et al.*（2015）、Li and Zhang（2015））。

2010年3月31日，沪深两市试点开展的融资融券业务标志着我国证券市场正式告别“单边市”，进入信用交易时代。随着融资融券业务试点的逐步推广，我

国融资融券市场呈现出标的股数量不断增加，交易量持续放大的趋势（如图 1.1 所示）。截至 2015 年 6 月，沪深两市共有 893 只融资融券标的股票，市场融资融券余额总量超过 1.9 万亿元，融资融券市场成为我国资本市场的重要组成部分。作为一种兼具杠杆交易与卖空交易特征的交易制度，融资融券交易自推出以来受到了国内外学者的广泛关注，与卖空交易类似，目前对于融资融券交易的研究主要集中在其对市场特征影响效果的探讨，大部分学者的研究成果指出融资融券交易的推出放松了对股票进行杠杆交易和卖空交易的约束，提高了标的股的定价效率同时降低了价格波动性(Chang *et al.* (2014)、李科等(2014)、李志生等(2015a)、陈淼鑫和郑振龙 (2008)、李志生等 (2015b))。



1.1 融资买入额与融券卖出量动态变化图

资本市场实际上是信息的市场，信息引导着市场中各类资产价格的运行，进而产生定价效率、流动性和波动性等一系列问题。分析资本市场中信息的传递过程，我们可以发现一条较为清晰的传导路径：首先，上市公司管理层作为信息的最初提供者通过各类公告向市场发布公司经营的原始信息；随后，以分析师为代表的信息的使用者凭借自身专业知识对原始信息进行分析 and 加工，并同时作为信息的传递者以研究报告等形式向投资者传递加工后的信息；最后，投资者根据所获取的信息来进行投资决策。由此可见，管理层的信息披露活动以及分析师的信息搜寻、盈利预测活动对于市场效率的提升具有重要作用。然而，从上文对已有文献的回顾可以发现，针对杠杆与卖空交易的研究主要还是集中在探讨它们对市场特征的影响，近年来扩展至公司层面的研究也仅局限于管理层行为及公司治理，截至目前，很少有文献沿着从管理层到分析师再到投资者这样一条完整的信息传递路径来分析杠杆与卖空交易的市场效应。基于以上分析，本文利用融资

融券这样一种难得的交易制度分别从公司管理层信息披露质量和分析师盈利预测的角度来分析杠杆与卖空交易影响市场信息效率的内在路径。

相较于已有研究，本文的区别主要体现在以下几个方面：（1）研究内容上，与以往研究仅关心管理层信息披露误差不同的是，本文在研究融资融券交易对管理层信息披露质量的影响时，从预告误差、及时性和积极性等多个方面进行了全面的分析，同时，本文还对融资融券交易与分析师盈利预测行为之间的关系进行了研究，并找到了其中的传导机制；（2）研究方法上，本文不仅比较了融资融券标的与非标的的差异、还对公司成为融资融券标的前后的变化进行了分析来保证研究结论的可靠性。本文的研究意义和贡献主要体现在以下几个方面：第一、融资融券作为目前我国资本市场上唯一一种针对特定股票同时兼具杠杆交易与卖空交易特性的交易制度，对其市场效应进行系统分析将有利于我们总结市场实践的经验和不足，为未来包括股票期权在内的多种杠杆、卖空交易机制交易政策的制定与调整提供理论和事实依据；第二，由于制度设计等多方面的原因，我国融资融券交易自试点推广以来虽然交易量不断增加，但相对于整个市场而言总体交易规模依然较小，与发达的资本市场还存在较大差距，因此，如果能够在这样的市场背景下发现融资融券交易在提高市场信息效率、提升市场有效性方面的作用，无疑将为杠杆与卖空交易有利于提高市场有效性这一研究结论提供更有力的证据；第三，从市场信息传递的角度来分析融资融券交易的市场效应，理清了其对市场有效性的作用机制，为分析杠杆与卖空交易对资本市场的影响找到了新的视角。

文章余下部分结构如下：第二部分提出本文的主要研究假设；第三部介绍论文的样本选择与研究方法；第四部研究融资融券交易与上市公司管理层信息披露质量之间的关系；第五部分分别分析了行业竞争和卖空压力在融资融券交易影响上市公司管理层信息披露质量过程中的作用；第六部分探讨融资融券交易对分析师盈利预测行为的影响及其内在作用机制；第七部分对全文进行总结。

二、研究假设

公司管理层往往被投资者视为公司的代表，管理层的不当行为一旦被市场发现，将会导致公司股价的下跌。当存在卖空限制时，卖空者的缺失使得公司管理层的不当行为不易被发现，从短期来看不会造成公司股价的下跌而给投资者造成直接的损失，因此，短期投资者并没有动力去监督管理层的行为（Chen *et al.*（2007））；卖空机制的存在使得卖空者有足够的动力去发现管理层的不当行为，加快了公司股价对此类负面消息的吸收速度（Karpoff and Lou（2010）、Hirshleifer *et al.*（2011）），短期投资者为了维护自身利益也必须对公司管理层的行为进行监督，即卖空交易的存在能够提高投资者对公司管理层的监管，约束管理层的行为。同时，已有文献研究表明，卖空交易本身会让管理层面临公司股价

下跌的威胁，从而对公司管理层形成外部监管（Massa *et al.*（2013）、Massa *et al.*（2015））。由此可见，卖空交易能够约束管理层的行为，当然也包括其信息披露行为。基于以上分析，本文选择业绩预告作为管理层信息披露活动的代表，分别从业绩预告误差、预告期长度、预告积极性以及对于不利消息的隐瞒程度来衡量管理层信息披露质量，并提出如下假设：

假设 1：融资融券交易制度能够提高上市公司管理层的信息披露质量，具体表现为业绩预告误差下降，业绩预告及时性、积极性提高，同时，对于坏消息的隐瞒程度降低。

假设 1a：融资融券标的相比非标的，公司管理层信息披露质量更高；

假设 1b：公司股票入选融资融券标的后，相比入选前，公司管理层信息披露质量显著提高。

大量研究发现，分析师倾向于跟踪信息透明度较高的公司，分析师的信息搜寻活动能够提高上市公司的透明度和信息效率（Barth and Hutton（2000）、朱红军等（2007）、姜超（2013）），而公司透明度和信息效率往往反映在高质量的信息披露活动，另一方面，Lang and Lundholm（1996）、Morgan（2002）证明了分析师预测分歧与公司不透明度正相关，Flannery *et al.*（2004）、李春涛（2013）采用分析师平均预测误差来衡量公司的透明度，由此可见，分析师的盈利预测行为与上市公司的信息透明度或信息披露质量存在显著的联系。基于假设1，如果融资融券交易制度能够提高公司管理层的信息披露质量，无疑将提高公司的透明度，从而降低分析师盈利预测误差和分歧。此外，Ke *et al.*（2015）研究结果指出，卖空交易能够影响分析师行为，具体表现为卖空交易降低了分析师盈利预测的乐观性并延长了分析师的预测期。基于以上分析，本文提出如下假设：

假设 2：融资融券交易制度能够提高分析师盈利预测质量，具体表现为盈利预测准确性提高，预测分歧降低。

假设 2a：分析师针对融资融券标的公司的盈利预测相比非标的而言，具有更高的准确性和更低的分歧。

假设 2b：公司股票入选融资融券标的的股后，相比入选前，分析师针对其所进行的盈利预测误差和分歧显著降低。

基于对其所跟踪行业的深入理解，分析师搜集行业内上市公司的相关信息，通过自主研究与分析，对公司未来的前景做出判断，向资本市场提供重要的信息，而上市公司管理层是公司公开信息的主要提供者，管理层所进行的信息披露是分析师盈利预测的重要参考，因此，我们推论，如果上市公司管理层的信息披露质量提高，分析师针对该公司的盈利预测质量也应该会相应改善。方军雄（2007）、白晓宇（2009）、王玉涛和王彦超（2012）等的研究也都指出，上市公司信息披露质量越高、信息越透明，分析师盈利预测的误差和分歧会越低，由此可见，上

市公司信息披露质量的改善直接影响分析师的盈利预测行为。结合假设 1 和假设 2，本文提出如下假设：

假设 3：融资融券交易制度对分析师盈利预测行为的影响是通过改善管理层信息披露质量实现的，即管理层信息披露质量在融资融券对分析师盈利预测行为的影像中发挥中介作用。

三、样本选择与研究方法

（一）样本选择

本文的初始样本为沪深两市全部 A 股上市公司，样本区间为 2009 年第 1 季度至 2014 年第 4 季度。我国自 2010 年 3 月 31 日首次试点推出融资融券业务以来，对融资融券标的进行了多次调整，总体表现为标的股数量逐步增加，标的股在 A 股中的占比不断提高。本文在研究融资融券交易制度对公司管理层信息披露质量和分析师盈利预测行为影响的过程中主要考虑五次规模较大的调整，具体调整时间和调整的标的股数量如表 3.1 所示。

表 3.1 五次主要融资融券标的股调整范围¹

调整日期	新增标的股数量	剔除标的股数量	标的股总数	两市 A 股总数	标的股占 A 股百分比 (%)
第一次 (2010/3/31)	90	—	90	1627	5.53
第二次 (2011/12/5)	189	1	278	1935	14.37
第三次 (2013/1/31)	276	56	500	2048	24.41
第四次 (2013/9/16)	206	6	700	2468	28.36
第五次 (2014/9/22)	218	13	899	2624	34.26

（二）研究方法

为了全面检验融资融券交易制度的引入对我国上市公司管理层信息披露质量以及分析师盈利预测行为的影响，本文将通过三个层次来进行实证研究。

首先，本文对融资融券交易推出后融资融券标的股票与非融资融券标的股票所对应上市公司管理层的信息披露质量及分析师针对不同公司所进行的盈利预测行为差异进行比较，具体模型如下：

$$DV_{i,s,t} = \alpha + \beta \times Short_Dummy_{i,s,t} + \sum \delta' \times Controls + \varepsilon_{i,s,t} \quad (3.1)$$

其中，被解释变量 $DV_{i,s,t}$ 表示公司 i 在第 s 年 t 季度管理层信息披露质量及分析师盈利预测行为的相关变量；解释变量 $Short_Dummy_{i,s,t}$ 为虚拟变量，若公司 i 在第 s 年 t 季度为融资融券标的则取值为 1，否则取值为 0； $Controls$ 、 δ' 分别表示相应公司的控制变量及其系数矩阵，不同模型中具体的控制变量将在后面章节中

¹ 除上述五次主要的调整外，亦有其他几次小范围的标的股调整，因数量较少，研究过程中不予考虑。

给出, $\varepsilon_{i,s,t}$ 为残差项。此外, 由于实证研究过程中部分被解释变量为虚拟变量, 为了提高模型的可靠性, 本文采用 Logit 模型对其进行回归分析, 具体模型如下:

$$\text{Logit}(P) = \text{Ln}\left(\frac{P}{1-P}\right) = \alpha + \beta \times \text{Short_Dummy}_{i,s,t} + \sum \delta' \times \text{Controls} \quad (3.2)$$

其中, $P = P(DV = 1 | x)$ 为自变量为 x 时, 被解释变量取值为 1 的概率, $\text{Logit}(P)$ 为对其进行 Logit 转化后的取值, 其他变量定义与模型 (3.1) 相同。模型 (3.1) 和 (3.2) 中 $\text{Short_Dummy}_{i,s,t}$ 前面的系数 β 反映了融资融券标的与非标的公司在管理层信息披露质量及分析师盈利预测行为上的差异, 需要说明的是, 在融资融券标的与非标的公司在管理层信息披露质量及分析师盈利预测行为上的差异时, 选择上述五次大规模调整中涉及到的融资融券标的股作为研究样本。

融资融券标的与非标的公司在管理层信息披露质量和分析师盈利预测行为上的差异并不一定是由于推出融资融券交易制度所导致的, 不能排除的一个可能是, 融资融券标的公司在融资融券交易制度推出前其管理层信息披露质量和分析师针对其所进行的盈利预测活动就已经与非标的公司的存在显著差异, 因此可能存在内生性的问题。为此, 接下来, 本文对特定股票被选为融资融券标的前后其所对应公司的管理层信息披露质量及分析师针对其所进行的盈利预测行为差异进行比较, 具体模型如下:

$$DV_{i,s,t} = \alpha + \beta \times \text{Event_Dummy}_{i,s,t} + \sum \delta' \times \text{Controls} + \varepsilon_{i,s,t} \quad (3.3)$$

$$\text{Logit}(P) = \text{Ln}\left(\frac{P}{1-P}\right) = \alpha + \beta \times \text{Event_Dummy}_{i,s,t} + \sum \delta' \times \text{Controls} \quad (3.4)$$

其中, 解释变量 $\text{Event_Dummy}_{i,s,t}$ 为公司股票被选为融资融券标的事件虚拟变量, 以公司 i 的股票被选为融资融券标的日期所在季度为分界点 ($t=0$), 入选标的前四个季度 ($t \in [-4, -1]$) $\text{Event_Dummy}_{i,s,t}$ 取 0, 入选后四个季度 ($t \in [1, 4]$) $\text{Event_Dummy}_{i,s,t}$ 取 1, 其他变量定义分别于模型 (3.1) (3.2) 中相同。需要说明的是, 在利用事件研究法比较公司股票被选为融资融券标的股前后在管理层信息披露质量和分析师盈利预测行为差异时, 由于需要选取公司股票被选为融资融券标的前后各四个季度作为事件的窗口期, 在本文样本区间内, 2014 年 9 月 22 日入选融资融券标的的公司入选后可取数据太少, 为了保证结果的可靠性, 我们仅选择表 3.1 前四次大规模调整中涉及的标的股作为研究样本。

最后, 为了进一步控制内生性, 本文利用股票在不同批次被选为融资融券标的的公司数据, 建立双重差分模型 (Difference in Difference Model, DID) 来验证融资融券交易制度的推出对管理层信息披露质量和分析师盈利预测行为的影响, 具体模型如下:

$$DV_{i,s,t} = \alpha + \beta_1 \times Event_Dummy_{i,s,t} + \beta_2 \times Short_Dummy_{i,s,t} + \beta_3 \times (Event_Dummy_{i,s,t} \times Short_Dummy_{i,s,t}) + \sum \delta' \times Controls + \varepsilon_{i,s,t} \quad (3.5)$$

$$Logit(P) = \alpha + \beta_1 \times Event_Dummy_{i,s,t} + \beta_2 \times Short_Dummy_{i,s,t} + \beta_3 \times (Event_Dummy_{i,s,t} \times Short_Dummy_{i,s,t}) + \sum \delta' \times Controls \quad (3.6)$$

模型 (3.5) 和 (3.6) 中变量的定义均与模型 (3.1) 至 (3.4) 中相同, 需要说明的是, 根据股票不同批次入选融资融券标的股的公司建立双重差分模型时, 为了防止部分公司在同一时期同时作为实验组和对照组, 我们根据公司股票入选标的的时间来选取实验组和对照组。分组情况以及模型中相关变量的取值规则分别如表 3.2 和表 3.3 所示。

表 3.2 DID 模型实验组与对照组选取

序号	实验组	对照组
1	第一次 (2010/3/31) 入选的标的股	第三次 (2013/1/31) 入选的标的股
2	第二次 (2011/12/5) 入选的标的股	第四次 (2013/9/16) 入选的标的股
3	第三次 (2013/1/31) 入选的标的股	第五次 (2014/9/22) 入选的标的股

表 3.3 DID 模型虚拟变量取值规则

Treated= <i>Short_Dummy</i> × <i>Event_Dummy</i>	<i>Short_Dummy</i> =0 (对照组)	<i>Short_Dummy</i> =1 (实验组)
<i>Event_Dummy</i> =0 (实验组入选标的之前四个季度)	0	0
<i>Event_Dummy</i> =1 (实验组入选标的之后四个季度)	0	1

(三) 数据来源与筛选

本文实证研究过程中所使用的计量上市公司管理层信息披露质量的业绩预告数据均来自 wind 数据库, 包括预测净利润同比增长幅度数据、业绩预告类型数据以及业绩预告发布日期与定期报告发布日期数据, 其中, 在计算公司业绩预告误差时均采用净利润同比增长的点预测数据¹; 分析师盈利预测数据来自国泰安 (CSMAR) 中国上市公司分析师预测研究数据库; 融资融券标的调整数据来自巨灵金融平台 (GENIUS); 为了保证研究结果的可靠性, 本文还对公司相关的财务指标及公司股票市场表现指标进行了控制, 这些数据, 除托宾 Q 以外, 也均来自 wind 数据库, 托宾 Q 数据来自 CSMAR 数据库。

此外, 为了保证实证结果的可靠性与准确性, 本文还对样本按照如下方法进行了筛选: (1) 由于 ST、PT 公司财务状况的特殊性, 本文删除了样本期间内 (自 2009 年以来) 有过 ST、PT 记录的上市公司样本; (2) 由于金融行业上市公司资产结构与其他行业公司差异明显, 且大多数分析师均来自于金融机构, 本文删除

¹ 点预测是指直接给出预测净利润同比增长率的数值, 与之相对的还有区间预测, 即给出预测净利润同比增长率的上下限。

了金融行业的上市公司样本¹；(3) 由于创业板公司市值较易被操纵，股本文删除了创业板上市公司样本；(4) 在实证研究过程中为了避免同一只股票同时作为实验组和对照组，以及被选入和被剔除融资融券标的时间划分不明确的问题，本文删除股票多次入选和被剔除融资融券标的的公司的样本数据以及从入选到被提出标的时间间隔过短（小于四个季度）的样本数据。

四、管理层信息披露质量

（一）变量定义

1. 上市公司管理层信息披露质量衡量

公司管理层的信息披露活动主要包括业绩预告和盈余公告两个部分。上市公司业绩预告是公司管理层在定期报告发布前对公司经营状况，尤其是盈余状况进行的预测，是公司信息披露的重要组成部分。我们可以通过定期盈余公告中的信息来对业绩预告信息的准确性和及时性进行检验，同时，相比盈余公告，公司管理层在业绩预告活动中有更大的自主决定权，包括自主选择是否披露业绩预告等，而这一自主性也是衡量管理层信息披露质量的重要组成部分。由此可见，相比盈余公告，业绩预告活动能够更好的衡量公司管理层的信息披露质量。因此，本文选择公司业绩预告作为研究对象，并分别通过管理层业绩预告误差、预告期长度、自愿披露业绩预告的积极性以及预告中对坏消息的公开程度等指标来衡量公司管理层的信息披露质量。其中，业绩预告误差与业绩预告期长度重点关注披露的信息是否有效，反映了管理层信息披露质量的有效性方面，本文定义为第一类信息披露质量；而自愿披露业绩预告的积极性以及预告中对坏消息的公开程度则侧重是否披露信息，反映了管理层信息披露的主动性方面，本文定义为第二类信息披露质量。

（1）业绩预告误差 (M_Error)

对于业绩预告误差或准确性的衡量，学者们所采用的方法不尽相同。部分学者用预告净利润上下限的均值作为预告值与实际净利润进行比较来计算业绩预告误差（如郭娜（2010）），也有学者用预告净利润区间的宽度来衡量预告误差（如 Li Y and Zhang L（2015））等等。不同的方法从不同的角度对管理层业绩预告误差进行了度量，但也存在各自的缺陷，如用预告净利润上下限的均值作为预告值来对预告误差进行计量时，并不能有效区分均值相同、区间宽度不同的预告的差异，而采用预告净利润区间的宽度来衡量预告误差的方法虽然考虑了预告区间宽度的差异，但是，预告区间宽度越小意味着预告误差越小这一论断的正确性会在预告区间并未包含实际净利润值时受到挑战。因此，为了有效衡量管理层业绩预告的误差，本文通过公司预告净利润相对于上年同期的同比增长幅度的值计算出

¹ 按照证监会 2011 年发布的行业分类标准进行行业分类。其中，对于制造业公司，由于数量较多，按照两位行业代码进行分类，其他行业均按一位行业代码进行分类。

净利润的点预测值¹，再通过其与实际净利润之间的偏离程度来衡量公司业绩预告的误差。净利润相对于上年同期的同比增长幅度的计算公式如下：

$$FGrowth_{i,s,t} = \frac{FNetprofit_{i,s,t} - ANetprofit_{i,s-1,t}}{|ANetprofit_{i,s-1,t}|} \quad (4.1)$$

其中， $FGrowth_{i,s,t}$ 为公司*i*第*s*年*t*季度的预测净利润同比增长幅度， $FNetprofit_{i,s,t}$ 为公司*i*第*s*年*t*季度的预测净利润值， $ANetprofit_{i,s-1,t}$ 为公司*i*第*s-1*年*t*季度的实际净利润。业绩预告偏差的计算公式如下：

$$M_Bias_{i,s,t} = \frac{FNetprofit_{i,s,t} - ANetprofit_{i,s,t}}{|ANetprofit_{i,s,t}|} \quad (4.2)$$

其中， $M_Bias_{i,s,t}$ 为*i*公司第*s*年*t*季度的业绩预告偏差， $FNetprofit_{i,s,t}$ 、 $ANetprofit_{i,s,t}$ 分别为*i*公司第*s*年*t*季度的预测净利润和实际净利润。联立式（4.1）

（4.2）可得到公司业绩预告偏差的具体计算方法如下：

$$M_Bias_{i,s,t} = \frac{|ANetprofit_{i,s-1,t}| \times FGrowth_{i,s,t} + ANetprofit_{i,s-1,t} - ANetprofit_{i,s,t}}{|ANetprofit_{i,s,t}|} \quad (4.3)$$

本文主要考察业绩预告与实际公告信息的偏离程度，因此，业绩预告误差 $M_Error_{i,s,t} = |M_Bias_{i,s,t}|$ 。

（2）业绩预告期长度（*Horizon*）

业绩预告信息披露越及时，对于投资者来说就越有效，预告信息质量自然也就越高。参考韩传模和杨世鉴（2012）的方法，本文采用业绩预告期长度来衡量业绩预告的及时性。业绩预告期是指公司管理层业绩预告发布日与当期定期盈余公告实际公告日之间的时间间隔，业绩预告期间越长，即业绩预告越优先于定期报告，表明业绩预告越及时。业绩预告期长度具体计算方法如下²：

$$Horizon_{i,s,t} = Ln(Announcement_Date_{i,s,t} - Report_Date_{i,s,t} + 1) \quad (4.4)$$

其中， $Announcement_Date_{i,s,t}$ 、 $Report_Date_{i,s,t}$ 分别为公司*i*第*s*年*t*季度定期报告和业绩预告的发布时间， $Horizon_{i,s,t}$ 为公司*i*第*s*年*t*季度期的业绩预告期长度。

（3）自愿披露业绩预告积极性（*Voluntary*）

公司主动的信息披露活动能够提高市场信息含量和质量。目前我国上市公司的业绩预告可分为强制披露和自愿披露两种，根据我国证监会2007年1月30日颁布的《上市公司信息披露管理办法》规定，上市公司预计经营业绩发生亏损或者

¹ 点预测是指直接给出具体数值的预测，与之相对的还有区间预测。由于数据库中并未给出公司净利润的点预测数据，但是给出了净利润相对于上年同期的同比增长幅度的预告数据，因此，本文通过增长幅度的点预测值来计算净利润的点预测值。

² 在衡量业绩预告期长度时对时间间隔进行了自然对数转换。

发生大幅变动的必须进行业绩预告，而未达到强制披露标准的，公司可以自行选择是否进行业绩预告。借鉴郭娜和祁怀锦（2010）中对强制披露和自愿披露的区分方法，当公司披露的业绩预告类型为预增、预减、首亏、续亏、扭亏时视为强制披露，当披露的业绩预告类型为略增、略减、续盈、不确定时视为自愿披露。本文以未达到强制披露标准的公司是否自愿披露业绩预告来衡量公司自愿披露业绩预告的积极性，定义虚拟变量 *Voluntary*，对于未达到强制披露标准的上市公司，如果公司自愿披露业绩预告，则 *Voluntary* 取 1，如果公司未进行业绩预告，则 *Voluntary* 取 0。

（4）对坏消息的公开程度（*Voluntary_BadNews*）

从行为金融的角度来看，为了防止公司股价下跌，管理层存在隐瞒坏消息的动机。因此，在公司管理层自愿披露的业绩预告信息中，我们更加关心对于坏消息的披露，自愿披露坏消息概率的提高意味着对坏消息隐瞒程度的降低，也反映了信息披露质量的提高。定义虚拟变量 *Voluntary_BadNews*，对于自愿披露业绩预告的样本，若披露坏消息（预告类型为略减），则 *Voluntary_BadNews* 取 1，否则（业绩预告类型为略增、续盈、不确定）*Voluntary_BadNews* 取 0。

2. 主要控制变量

在分析融资融券交易的推出对上市公司管理层信息披露质量的影响时，我们对公司相应的财务指标及公司股票的市场表现指标等进行了控制，主要控制变量及定义如表 4.1 所示。

表 4.1 融资融券交易与管理层信息披露质量的主要控制变量

变量	定义
<i>Size</i>	公司规模，用季度末公司总资产的自然对数度量
<i>Roe</i>	公司的季度平均净资产收益率
<i>Tobin'Q</i>	公司季度托宾 Q 值
<i>Institution</i>	公司季度末的机构持股比例
<i>Return</i>	公司股票的季度收益率
<i>Analyst</i>	分析师关注度，用该季度内对公司进行盈利预测的分析师人数加 1 的自然对数度量
<i>Lag_Analyst</i>	上一季度的分析师关注度
<i>Age</i>	公司的上市年限，用公司实际上市年数加 1 的自然对数表示
<i>Industry</i>	行业虚拟变量
<i>Year</i>	年份虚拟变量

需要说明的是，由于业绩预告期长度会影响业绩预告误差¹，因此，在分析融资融券交易对公司业绩预告误差的影响时，除了对表 4.1 中提及的变量进行控制以外，我们还将业绩预告期长度 *Horizon* 作为控制变量，而在分析融资融券交易

¹ 一般而言，业绩预告期越短，即业绩预告日与盈余公告日越接近，管理层所掌握的信息越充分，业绩预告准确性越高。

对业绩预告期长度、业绩预告积极性与坏消息公开程度的影响时，仅控制表 4.1 中的变量。

（二）主要变量描述性统计

首先，对管理层业绩预告质量的相关指标进行描述性统计，统计结果分别如表 4.2 和表 4.3 所示¹。

从表 4.2 中的结果可以看到，我国上市公司业绩预告质量整体较低，所有公司平均的业绩预告误差超过 135%；而在可以选择是否披露业绩预告时，只有约 20% 的公司会自愿披露其业绩预告；此外，在自愿披露业绩预告的公司中，只有不到 25% 的公司是披露的坏消息，大部分公司只对好消息进行自愿披露。

表 4.3 分别给出了按照表弟和非标的、入选标的前后分组统计的结果，结果显示，整体而言，融资融券标的的公司的业绩预告误差要低于非标的公司，而业绩预告期也要长于非标的公司；此外，公司股票入选融资融券标的后，业绩预告误差降低，预告期延长，自愿披露业绩预告的公司比例提高。

表 4.2 公司业绩预告质量指标描述性统计结果

Variable	N	Mean	Std	Min	Median	Max
<i>M_Error</i>	17161	1.3513	116.0833	0.0000	0.1320	15190.8440
<i>Horizon</i>	22104	4.0310	0.8719	0.0000	4.2047	5.9026
<i>Voluntary</i>	35582	0.2198	0.4141	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Voluntary_BadNews</i>	7821	0.2348	0.4239	0.0000	0.0000	1.0000

表 4.3 公司业绩预告质量指标分组描述性统计结果

	<i>M_Error</i>		<i>Horizon</i>		<i>Voluntary</i>		<i>Voluntary_BadNews</i>	
	Mean	Std	Mean	Std	Mean	Std	Mean	Std
非标的	1.4834	123.7280	4.0338	0.8767	0.2295	0.4205	0.2342	0.4235
标的	0.3876	2.7415	4.0489	0.8204	0.1603	0.3669	0.2476	0.4320
入选前	0.3941	2.2785	3.9474	0.8791	0.1681	0.3740	0.2508	0.4342
入选后	0.2529	0.6352	4.0200	0.8129	0.1708	0.3764	0.2387	0.4270

（三）回归分析

描述性统计过程并未考虑其他因素对公司业绩预告质量的影响，为了得到更为准确的结论，接下来对融资融券与公司管理层业绩预告质量之间的关系进行多元回归分析。

首先，比较融资融券标的与非标的之间业绩预告质量的差异。表 4.4、4.5 分别给出了融资融券标的与非标的公司之间业绩预告误差和业绩预告期长度差异的回归结果，可以看到，全样本回归结果中，融资融券标的的代理变量 *Short_Dummy*

¹ 本文所有的数据处理、统计及回归分析工作均通过 Excel2013 和 SAS9.3 软件实现。

对业绩预告误差 (M_Error) 的回归系数显著为负, 对业绩预告期长度 ($Horizon$) 的系数显著为正, 这表明, 相对于非标的而言, 融资融券标的股公司具有更低的业绩预告误差和更长的业绩预告期。

为了进一步探究融资融券与管理层业绩预告误差和及时性的关系, 分别按照预测乐观性和披露类型对样本进行分组回归¹。结果显示, 各分样本组中, 业绩预告误差均与融资融券标的代理变量 $Short_Dummy$ 呈负向关系, 但只有悲观预测样本组和自愿披露样本组显著, 即融资融券标的的相比非标的, 公司管理层预告误差的降低主要发生在在悲观预测和自愿披露的情况下; 类似的, 各分样本组中, 业绩预告期均与融资融券标的的代理变量 $Short_Dummy$ 呈正向关系, 但自愿披露样本组并不显著, 同时, 虽然在不同预测乐观程度下融资融券标的的业绩预告期均显著长于非标的, 但在悲观预测样本组中, 标的公司的优势更明显, 这表明, 融资融券标的的相比非标的, 其公司管理层预告及时性的提高主要体现在悲观预测和强制披露的情况下。

表 4.4 融资融券标的与非标的公司业绩预告误差差异多元回归结果

	M_Error	预测乐观性		披露类型	
	全样本	悲观 ($M_Bias < 0$)	乐观 ($M_Bias > 0$)	强制披露	自愿披露
<i>Intercept</i>	-3.4901*** (-2.74)	-0.5207 (-0.61)	-6.3112*** (-3.12)	-4.1808** (-1.97)	-0.5989 (-1.49)
<i>Short_Dummy</i>	-0.2177* (-1.78)	-0.1445* (-1.75)	-0.2537 (-1.31)	-0.2806 (-1.28)	-0.0738** (-2.48)
<i>Size</i>	0.1663*** (3.58)	0.0477 (1.54)	0.2814*** (3.79)	0.1926** (2.38)	0.0464*** (3.72)
<i>Roe</i>	-1.8250*** (-3.85)	-1.0323*** (-3.49)	-2.8565*** (-3.56)	-2.1069*** (-2.82)	-0.6145*** (-3.88)
<i>Tobin'Q</i>	0.0379 (1.04)	0.0236 (0.93)	0.0568 (1.02)	0.0455 (0.72)	0.0219** (2.40)
<i>Institution</i>	-0.0609 (-0.36)	0.0955 (0.80)	-0.1737 (-0.67)	-0.1055 (-0.32)	0.0176 (0.49)
<i>Return</i>	-0.0812 (-0.48)	-0.1950 (-1.62)	0.0137 (0.05)	-0.0942 (-0.30)	-0.0711* (-1.83)
<i>Analyst</i>	-0.1367** (-2.41)	0.0067 (0.16)	-0.2197** (-2.55)	-0.2340** (-2.09)	-0.0231* (-1.91)
<i>Lag_Analyst</i>	0.0516 (0.74)	-0.0941* (-1.84)	0.1291 (1.23)	0.0909 (0.65)	-0.0050 (-0.34)
<i>Age</i>	0.1104* (1.94)	0.0708* (1.76)	0.1467* (1.66)	0.1069 (0.97)	-0.0063 (-0.44)

¹ 定义业绩预告偏差 $M_Bais < 0$ (即预告值 < 实际值) 时为悲观预测, $M_Bais > 0$ (即预告值 > 实际值) 时为乐观预测; 强制披露与自愿披露的定义与业绩预告积极性中的定义相同。

<i>Horizon</i>	0.0454 (1.01)	-0.0075 (-0.25)	0.0875 (1.24)	0.0877 (1.12)	0.0270** (2.25)
Industry	Control	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control	Control
Observation	15743	6208	9535	8856	6887
Adj-Rsquare	0.0033	0.0044	0.0048	0.0006	0.0110

表 4.5 融资融券标的与非标的公司业绩预告期差异多元回归结果

	<i>Horizon</i> 全样本	预测乐观性		预测类型	
		悲观 (<i>M_Bias</i> <0)	乐观 (<i>M_Bias</i> >0)	强制 披露	自愿 披露
<i>Intercept</i>	5.5147*** (35.67)	5.3388*** (18.28)	5.9081*** (24.23)	4.6994*** (24.85)	5.1951*** (15.70)
<i>Short_Dummy</i>	0.1316*** (5.97)	0.1366*** (3.64)	0.0804*** (2.68)	0.1354*** (4.76)	0.0327 (1.05)
<i>Size</i>	-0.0351*** (-5.32)	-0.0372*** (-2.91)	-0.0484*** (-4.71)	-0.0095 (-1.15)	-0.0447*** (-3.70)
<i>Roe</i>	-0.0038 (-0.50)	0.5806*** (6.54)	1.2026*** (12.89)	-0.0119 (-1.46)	2.3543*** (15.85)
<i>Tobin'Q</i>	-0.0031 (-1.37)	-0.0229*** (-3.32)	-0.0019 (-0.37)	-0.0006 (-0.26)	-0.0175** (-2.12)
<i>Institution</i>	0.2750*** (9.93)	0.3057*** (6.19)	0.3211*** (8.67)	0.2481*** (6.59)	0.2324*** (6.46)
<i>Return</i>	-0.2810*** (-11.71)	-0.1891*** (-4.81)	-0.4265*** (-12.09)	-0.3565*** (-10.88)	-0.1689*** (-5.58)
<i>Analyst</i>	-0.0511*** (-4.79)	-0.1066*** (-5.63)	-0.0769*** (-5.65)	-0.0683*** (-4.52)	-0.0870*** (-6.78)
<i>Lag_Analyst</i>	0.0407*** (3.84)	0.0027 (0.14)	0.0401*** (2.95)	0.0191 (1.26)	0.0202 (1.61)
<i>Age</i>	-0.3892*** (-44.22)	-0.3689*** (-23.03)	-0.4128*** (-34.58)	-0.3015*** (-22.87)	-0.1844*** (-13.72)
Industry	Control	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control	Control
Observation	19870	6208	9535	12658	7212
Adj-Rsquare	0.1371	0.1298	0.1976	0.0618	0.0871

表 4.6 给出了融资融券标的与非标的公司之间自愿披露业绩预告积极性和预告中对坏消息公开程度差异的 Logistic 回归结果, 可以看到, 全样本回归结果中, 融资融券标的的代理变量 *Short_Dummy* 对业绩预告积极性 (*Voluntary*) 和坏消息公开程度 (*Voluntary_Badnews*) 的回归系数均显著为正, 这表明, 相对于非标的而言, 在可以选择是否披露业绩预告时, 融资融券标的的股公司有更大的可能去选择披露业绩预告, 且有更大的概率去公开坏消息。同时, 本文分别对在可以自主选择是否披露业绩预告时管理层选择披露坏消息 (*BadNews*) 和好消息 (*GoodNews*)

的概率进行了回归分析¹，结果也与总体的积极性 (*Voluntary*) 类似，即无论消息好坏，标的公司的积极性都要显著高于非标的。基于以上分析，本文研究假设 1a 成立。

表 4.6 融资融券标的与非标的公司业绩预告积极性差异多元回归结果

	<i>Voluntary</i>	<i>Voluntary_BadNews</i>	<i>BadNews</i>	<i>GoodNews</i>
<i>Intercept</i>	17.6937*** (710.17)	-4.9783*** (15.29)	13.7766*** (163.11)	19.5941*** (591.03)
<i>Short_Dummy</i>	0.3021*** (19.71)	0.4071*** (10.08)	0.6339*** (31.30)	0.1968** (6.29)
<i>Size</i>	-0.7348*** (789.48)	0.2518*** (26.90)	-0.6270*** (226.60)	-0.8513*** (772.86)
<i>Roe</i>	7.5355*** (545.84)	-11.7942*** (197.85)	1.4690*** (22.13)	9.1646*** (655.55)
<i>Tobin'Q</i>	-0.1395*** (57.53)	0.0678* (3.39)	-0.1122*** (11.24)	-0.1640*** (60.94)
<i>Institution</i>	0.7170*** (61.96)	0.0372 (0.06)	0.8887*** (33.36)	0.8600*** (69.36)
<i>Return</i>	-0.0117 (0.03)	-1.0214*** (40.00)	-0.9154*** (28.14)	0.0763 (1.31)
<i>Analyst</i>	0.1979*** (35.37)	-0.3005*** (32.91)	0.0160 (0.09)	0.2964*** (64.66)
<i>Lag_Analyst</i>	-0.0896*** (7.33)	-0.0401 (0.62)	-0.1718*** (11.19)	-0.0796** (4.74)
<i>Age</i>	-1.8254*** (3565.9)	-0.1286** (5.20)	-1.6812*** (1246.6)	-1.8421*** (2886.3)
<i>Industry</i>	Control	Control	Control	Control
<i>Year</i>	Control	Control	Control	Control
<i>Observation</i>	26617	7212	21082	24810

接下来，比较公司股票入选融资融券标的前后管理层业绩预告质量的差异。表 4.7 给出了公司股票入选融资融券标的前后业绩预告质量差异的多元回归结果，结果显示，入选融资融券标的事件代理变量 *Event_Dummy* 对业绩预告误差 (*M_Error*) 的回归系数显著为负数，对业绩预告期长度 (*Horizon*)、业绩预告积极性 (*Voluntary*) 和坏消息公开程度 (*Voluntary_BadNews*) 的回归系数均显著为正数。这表明，相比入选前，公司股票入选融资融券标的后，管理层业绩预告误差显著降低、业绩预告期显著延长、自愿披露业绩预告的概率显著增加，对坏消息的隐瞒程度显著降低，业绩预告质量显著提升，本文研究假设 1b 成立。

最后，为了控制多元回归中的内生性问题，本文进一步根据不同批次入选融

¹ 区别于 *Voluntary_BadNews* 的定义，*BadNews* 和 *GoodNews* 定义如下：在可以自主选择是否披露业绩预告时，若披露坏消息则 *BadNews*=1，若不披露则 *BadNews*=0；类似的，在可以自主选择是否披露业绩预告时，若披露好消息则 *GoodNews*=1，若不披露则 *GoodNews*=0。

资融券标的的公司数据建立双重差分模型来进行回归分析，回归结果如表 4.8 所示。结果显示，在控制了内生性以后，除对坏消息的公开程度 *Voluntary_BadNews* 不显著以外，依然得到了与表 4.7 中相似的结论，因此，整体而言，公司股票入选融资融券标的后，其业绩预告质量显著增加。

表 4.7 公司股票入选融资融券标的前后业绩预告质量差异多元回归结果

	<i>M_Error</i>	<i>Horizon</i>	<i>Voluntary</i>	<i>Voluntary_BadNews</i>
<i>Intercept</i>	-2.6007* (-1.80)	6.7802*** (11.96)	20.2530*** (106.53)	-5.6746 (0.00)
<i>Event_Dummy</i>	-0.3088** (-2.53)	0.1641*** (3.25)	0.5550*** (11.69)	1.3782*** (11.81)
<i>Size</i>	0.1052* (1.74)	-0.1053*** (-4.30)	-0.9137*** (124.40)	-0.2756 (2.21)
<i>Roe</i>	-1.4686*** (-2.74)	0.8608*** (4.86)	5.8529*** (43.83)	-21.9095*** (46.04)
<i>Tobin'Q</i>	0.0603* (1.65)	-0.0307** (-2.01)	-0.0439 (0.84)	-0.1694 (1.98)
<i>Institution</i>	-0.3902* (-1.82)	0.4750*** (5.37)	1.4617*** (25.09)	0.7693 (1.95)
<i>Return</i>	-0.0238 (-0.19)	-0.0800 (-1.51)	0.1236 (0.49)	-0.2171 (0.14)
<i>Analyst</i>	-0.0807 (-1.09)	-0.0633** (-2.03)	0.2350** (5.67)	-0.4770** (5.13)
<i>Lag_Analyst</i>	-0.0605 (-0.81)	0.0473 (1.52)	-0.0368 (0.14)	0.4633** (4.80)
<i>Age</i>	0.2283*** (2.91)	-0.3947*** (-12.77)	-1.7011*** (340.95)	0.2935 (1.59)
<i>Horizon</i>	0.1188** (2.09)			
Industry	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control
Observation	1617	1891	3499	602
Adj-Rsquare	0.0108	0.1907		

表 4.7 融资融券与公司业绩预告质量双重差分回归结果

	<i>M_Error</i>	<i>Horizon</i>	<i>Voluntary</i>	<i>Voluntary_BadNews</i>
<i>Intercept</i>	-2.2184** (-2.30)	6.4317*** (15.89)	17.9298*** (116.86)	-5.2572 (0.00)
<i>Event_Dummy</i>	0.0008 (0.01)	-0.0142 (-0.38)	0.2566** (5.17)	-0.1857 (0.75)
<i>Short_Dummy</i>	0.0236 (0.23)	0.0243 (0.53)	-0.0140 (0.01)	0.7000** (6.24)
<i>Event_Dummy</i> × <i>Short_Dummy</i>	-0.2230* (-1.74)	0.1180** (2.02)	0.5005*** (7.75)	-0.0318 (0.01)

<i>Size</i>	0.1086*** (2.67)	-0.0741*** (-4.16)	-0.8041*** (182.92)	-0.0228 (0.03)
<i>Roe</i>	-0.5239** (-2.24)	0.1891** (2.38)	5.6957*** (71.99)	-16.2625*** (53.56)
<i>Tobin'Q</i>	0.0030 (0.11)	-0.0234** (-1.98)	-0.1312*** (12.62)	-0.1643* (2.87)
<i>Institution</i>	-0.1108 (-0.70)	0.4815*** (6.71)	1.1774*** (28.48)	0.3537 (0.76)
<i>Return</i>	-0.0346 (-0.34)	0.0520 (1.10)	0.1354 (2.53)	-1.1110*** (7.07)
<i>Analyst</i>	-0.0143 (-0.26)	-0.1369*** (-5.44)	0.1273* (2.84)	-0.4797*** (11.30)
<i>Lag_Analyst</i>	-0.1475*** (-2.65)	0.0853*** (3.37)	0.0208 (0.07)	0.2070 (1.96)
<i>Age</i>	0.1374** (2.55)	-0.3821*** (-16.22)	-1.9290*** (673.26)	0.0179 (0.01)
<i>Horizon</i>	0.0471 (1.18)			
<i>Industry</i>	Control	Control	Control	Control
Observation	2664	3147	5402	1024
Adj-Rsquare	0.0142	0.1207		

五、行业竞争与卖空压力

(一) 行业竞争在融资融券交易市场效应中的作用分析

已有研究表明,产品市场竞争能够对公司管理层形成外部监管(Nalebuff and Stiglitz (1983)、Schmidt (1996)等),罗炜和朱春艳(2010)研究发现上市公司所在的行业竞争越激烈,公司越主动披露更多的自愿性信息。处于竞争程度较高行业的公司,一旦被做空导致股价下跌,被竞争对手取代的概率将大幅提高,管理层也会受到惩罚,因此,管理层面临着必须披露高质量信息的压力,同时存在隐瞒不利消息的动机,本文尝试对行业竞争度在融资融券交易制度的市场效应中的作用进行分析。对行业集中度的定义如下:

$$HHI_m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N_{m,s}} \left(\frac{X_{i,s}}{X_{m,s}} \right)^2 \quad (5.1)$$

其中, $X_{i,s}$ 为公司 i 第 s 年的营业收入, $X_{m,s}$ 为公司 i 所处的行业 m 所有公司在第 s 年的总营业收入, $N_{m,s}$ 为行业 m 在第 s 年所包含的公司数量, n 为样本区间所含年度数, HHI_m 为行业 m 在本文样本期间内平均的行业集中度, HHI 值越大,行业集中度越高、行业竞争度越低。

按照公司所处行业的竞争程度对行业进行排序,按 HHI 的中位数将样本分

为两组分别进行回归，回归结果如表 5.1 和 5.2 所示。表 5.1 给出了行业竞争度与第一类信息披露质量的分组回归结果，可以看到，处于竞争度较高行业的公司股票入选融资融券标的后，相比入选前，其业绩预告误差显著降低，业绩预告期长度显著增加，而处于竞争度较低行业的公司股票入选标的前后并无明显变化。表 5.2 给出了行业竞争度与第二类信息披露质量的分组回归结果，可以发现，就业绩预告积极性而言，处于竞争度较高行业的公司股票入选融资融券标的后，相比入选前，其业绩预告积极性显著提高，而竞争度较低行业的公司并无明显变化；同时，就对坏消息的公开程度而言，所有公司股票入选标的后对坏消息的公开程度都显著增加，但处于竞争度较高行业的公司的变化幅度要明显小于竞争度较低行业的公司。由此可见，较高的行业竞争度既带来了公司管理层提高信息披露质量的压力，同时也使他们产生了隐瞒不利消息的动机。

表 5.1 行业竞争度与第一类信息披露质量分组回归结果

	<i>M_Error</i>		<i>Horizon</i>	
	行业竞争度高	行业竞争度低	行业竞争度高	行业竞争度低
<i>Intercept</i>	-3.3663* (-1.87)	0.6374 (0.56)	7.0940*** (11.21)	5.0988*** (3.95)
<i>Event_Dummy</i>	-0.3700** (-2.42)	-0.0539 (-0.54)	0.1892*** (3.39)	-0.0527 (-0.44)
<i>Size</i>	0.1379* (1.81)	-0.0261 (-0.53)	-0.1147*** (-4.19)	-0.0210 (-0.37)
<i>Roe</i>	-1.4985** (-2.32)	-1.2428** (-2.41)	0.6393*** (3.30)	1.8907*** (4.28)
<i>Tobin'Q</i>	0.0900* (1.96)	-0.0560* (-1.90)	-0.0327* (-1.92)	0.0059 (0.17)
<i>Institution</i>	-0.4443* (-1.70)	-0.0289 (-0.15)	0.4553*** (4.68)	0.5479*** (2.59)
<i>Return</i>	-0.0175 (-0.12)	-0.0525 (-0.31)	-0.0419 (-0.76)	-0.5737*** (-2.92)
<i>Analyst</i>	-0.1159 (-1.25)	0.0428 (0.70)	-0.0526 (-1.52)	-0.1045 (-1.45)
<i>Lag_Analyst</i>	-0.0633 (-0.68)	-0.0395 (-0.66)	0.0234 (0.68)	0.1496** (2.14)
<i>Age</i>	0.2514*** (2.58)	0.1446** (2.13)	-0.4137*** (-12.15)	-0.3554*** (-4.72)
<i>Horizon</i>	0.1252* (1.75)	0.0932** (2.04)		
Industry	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control
Observation	1277	340	1511	380
Adj-Rsquare	0.0134	0.0835	0.1838	0.2511

表 5.2 行业竞争度与第二类信息披露质量分组回归结果

	<i>Voluntary</i>		<i>Voluntary_BadNews</i>	
	行业竞争度高	行业竞争度低	行业竞争度高	行业竞争度低
<i>Intercept</i>	20.1755*** (88.19)	20.9473*** (28.32)	-9.2504 (0.00)	11.2799 (0.00)
<i>Event_Dummy</i>	0.6344*** (12.29)	-0.0106 (0.00)	1.3117*** (9.05)	2.7464* (3.01)
<i>Size</i>	-0.8978*** (89.26)	-0.9870*** (31.19)	-0.1867 (0.85)	-1.1560* (3.03)
<i>Roe</i>	4.9953*** (26.12)	11.7326*** (24.81)	-22.0156*** (37.83)	-24.1293*** (7.39)
<i>Tobin'Q</i>	-0.0509 (0.85)	-0.0038 (0.00)	-0.1214 (0.77)	-0.4509 (1.82)
<i>Institution</i>	1.4270*** (18.78)	1.6321** (6.10)	0.9861 (2.69)	-0.5827 (0.13)
<i>Return</i>	0.1781 (0.83)	-0.1263 (0.04)	-0.5725 (0.72)	0.6477 (0.17)
<i>Analyst</i>	0.2696** (5.87)	0.1435 (0.42)	-0.4620* (3.82)	-0.0362 (0.00)
<i>Lag_Analyst</i>	-0.0913 (0.70)	0.1527 (0.48)	0.2901 (1.52)	1.0161* (3.05)
<i>Age</i>	-1.7859*** (294.40)	-1.4339*** (48.13)	0.2642 (1.06)	0.8479 (1.38)
Industry	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control
Observation	2780	719	468	134

(二) 卖空压力在融资融券交易市场效应中的作用分析

通过对已有文献的回顾可以发现,卖空交易的存在可以对公司管理层形成外部监管,而融资融券交易制度对管理层的外部监管作用也主要通过其卖空交易部分——融券交易来实现,接下来,本文试图探究公司股票被做空的程度在融资融券市场效应中的作用。本文用融券比例来衡量公司所面临的卖空压力,具体定义如下:

$$Short_Ratio_i = \frac{Short_{i,Event_in=1}}{Outstanding\ Capital_{i,Event_in=1}} \quad (5.2)$$

其中, $Short_{i,Event_in=1}$ 、 $Outstanding\ Capital_{i,Event_in=1}$ 分别代表公司 i 的股票入选融资融券标的后四个季度内 ($Event_Dummy=1$) 月度平均融券卖出量和流通股本, $Short_Ratio_i$ 代表公司 i 入选标的后四个季度内的平均被做空程度, $Short_Ratio_i$ 越大,被做空程度越高。

一方面,融资融券标的的公司股票的融券比例越高,公司管理层所受到的外部监管越强,披露劣质、虚假信息的成本提高,因此,管理层会提高其信息披露质

量，我们称之为监管效应；另一方面，当被大量做空时，管理层为了防止公司股价的进一步下跌不得不隐瞒对公司不利的消息，管理层业绩预告积极性降低，预告中对不利消息的隐瞒程度增加，信息披露质量降低，我们称之为逼迫效应。

按照公司的融券比例高低对公司进行排序，按融券比例中位数将样本分为两组分别进行回归，回归结果如表 5.3 和 5.4 所示。表 5.3 给出了融券比例对第一类信息披露质量（即业绩预告误差和业绩预告期长度）影响的回归结果，可以看到，公司股票入选融资融券标的后，相比入选前，融券比例较高的公司管理层业绩预告误差显著降低，业绩预告期显著延长，而融券比例较低的公司并无明显变化。表 5.4 给出了融券比例对第二类信息披露质量（即业绩预告积极性和预告中对坏消息的公开程度）影响的回归结果，可以看到，公司股票入选融资融券标的后，相比入选前，融券比例较低的公司管理层业绩预告积极性和预告中对坏消息的公开程度显著增加，而融券比例较高的公司业绩预告积极性并无明显变化，对坏消息的公开程度虽然显著增加，但幅度明显小于融券比例较低的样本。由此可见，公司股票被卖空程度的提高，对于第一类信息披露质量主要存在监管效应，而对第二类信息披露质量则主要存在逼迫效应。

表 5.3 融券比例与第一类信息披露质量分组回归结果

	<i>M_Error</i>		<i>Horizon</i>	
	融券比例高	融券比例低	融券比例高	融券比例低
<i>Intercept</i>	-3.2993** (-2.09)	-2.3981 (-0.89)	7.4457*** (9.97)	5.9905*** (6.51)
<i>Event_Dummy</i>	-0.4289*** (-2.95)	-0.1103 (-0.48)	0.2467*** (3.48)	0.1082 (1.31)
<i>Size</i>	0.1569** (2.36)	0.0655 (0.58)	-0.1490*** (-4.62)	-0.0592 (-1.47)
<i>Roe</i>	-1.8946*** (-2.90)	-1.3434 (-1.53)	1.4212*** (5.73)	0.4903* (1.88)
<i>Tobin'Q</i>	0.1300*** (2.85)	0.0169 (0.28)	-0.0549** (-2.40)	-0.0042 (-0.19)
<i>Institution</i>	-0.5579** (-2.08)	-0.2071 (-0.59)	0.5609*** (4.29)	0.4703*** (3.66)
<i>Return</i>	-0.0069 (-0.06)	-0.0120 (-0.03)	-0.0563 (-0.97)	-0.3330*** (-2.60)
<i>Analyst</i>	-0.1261 (-1.43)	-0.0378 (-0.31)	-0.0453 (-1.03)	-0.0712 (-1.60)
<i>Lag_Analyst</i>	0.0186 (0.21)	-0.1501 (-1.24)	0.0246 (0.56)	0.0427 (0.97)
<i>Age</i>	0.1924** (2.21)	0.2429* (1.69)	-0.3494*** (-8.31)	-0.4430*** (-9.18)
<i>Horizon</i>	0.0663 (0.98)	0.1785* (1.92)		

Industry	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control
Observation	808	807	947	939
Adj-Rsquare	0.0231	-0.0044	0.2246	0.1855

表 5.4 融券比例与第二类信息披露质量分组回归结果

	<i>Voluntary</i>		<i>Voluntary_BadNews</i>	
	融券比例高	融券比例低	融券比例高	融券比例低
<i>Intercept</i>	19.4673*** (61.24)	10.3491 (0.00)	-5.4734 (0.00)	-26.5548 (0.01)
<i>Event_Dummy</i>	0.2355 (1.14)	1.0969*** (15.82)	1.0062* (3.06)	2.1116*** (8.23)
<i>Size</i>	-0.8624*** (65.03)	-0.9360*** (41.05)	-0.3421 (1.44)	0.6637* (3.63)
<i>Roe</i>	6.2950*** (25.68)	6.2158*** (20.77)	-18.2290*** (15.39)	-33.4429*** (31.08)
<i>Tobin'Q</i>	0.0286 (0.14)	-0.0980 (2.08)	-0.1811 (0.65)	0.1499 (1.17)
<i>Institution</i>	0.9537** (4.73)	1.6012*** (12.65)	-0.2725 (0.09)	-0.2872 (0.10)
<i>Return</i>	0.0939 (0.17)	0.1058 (0.05)	-1.5034 (2.38)	0.8471 (0.96)
<i>Analyst</i>	0.2133 (2.43)	0.3294** (4.60)	-0.4496 (2.21)	-0.6898** (4.16)
<i>Lag_Analyst</i>	-0.0790 (0.33)	0.0045 (0.00)	0.3473 (1.32)	0.8100** (5.50)
<i>Age</i>	-1.4254*** (138.12)	-2.1562*** (180.82)	0.9113** (6.39)	-0.9343** (4.65)
Industry	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control
Observation	1775	1723	299	303

六、分析师盈利预测行为

(一) 变量定义

1. 分析师盈利预测行为的度量

分析师作为理性和专业投资者的代表, 在市场中扮演着信息使用者和提供者的双重角色 (Schipper, 1991), 发挥着发现价值、引导资金流向的作用 (白晓宇, 2009), 受到市场参与者的广泛关注。基于对其所处行业的深入理解, 分析师搜集行业内上市公司的相关信息, 通过自主研究与分析, 对公司未来的前景做出判断, 向资本市场提供重要的信息。对上市公司进行盈利预测是财务分析师的主要工作之一, 随着我国资本市场的不断完善, 价值投资逐步成为主流的投资理

念,分析师对基于公司未来业绩所做出的盈利预测是价值投资者的主要参考指标之一。分析师盈利预测质量的高低主要取决于两个方面:一是分析师盈利预测的准确性,只有准确的盈利预测才能为投资者提供有效的决策参考;二是分析师盈利预测的分歧,在公司实际盈利情况未知的情况下,分析师预测分歧集中反映了市场对于公司未来看法的差异程度。因此,对于分析师的盈利预测行为,本文主要通过全部分析师盈利预测的平均误差大小和不同分析师之间的盈利预测分歧程度两个指标来进行度量。指标的具体计算方法如下:

$$Error_{i,s,t} = \frac{1}{N_{i,s,t}} \sum_{j=1}^{N_{i,s,t}} |FEPS_{i,s,t,j} - AEPS_{i,s}| / |AEPS_{i,s}| \quad (6.1)$$

$$Dispersion_{i,s,t} = \sqrt{\frac{1}{N_{i,s,t}} \sum_{j=1}^{N_{i,s,t}} (FEPS_{i,s,t,j} - \overline{FEPS_{i,s,t,j}})^2} / |AEPS_{i,s}| \quad (6.2)$$

其中, $Error_{i,s,t}$ 、 $Dispersion_{i,s,t}$ 分别为分析师对公司 i 在 s 年 t 季度所做的盈利预测的平均误差和预测分歧, $FEPS_{i,s,t,j}$ 为分析师 j 在 s 年 t 季度对公司 i 在 S 年 EPS 的预测值, $AEPS_{i,s}$ 为公司 i 在 s 年的实际 EPS 值, $N_{i,s,t}$ 为在 s 年 t 季度对公司 i 进行盈利预测的分析师人数。 $Error$ 越小,分析师盈利预测越准确, $Dispersion$ 越小,分析师预测分歧越小,预测意见越统一,反之则反是。

2. 主要控制变量

分析融资融券交易对分析师盈利预测行为的影响时主要控制变量及定义如表 6.1 所示。

表 6.1 融资融券交易与分析师盈利预测行为的主要控制变量

变量	定义
<i>Size</i>	公司规模,用季度末公司总资产的自然对数度量
<i>Roe</i>	公司的季度平均净资产收益率
<i>Tobin'Q</i>	公司季度托宾 Q 值
<i>Institution</i>	公司季度末的机构持股比例
<i>Analyst</i>	分析师关注度,用该季度内对公司进行盈利预测的分析师人数加 1 的自然对数度量
<i>Age</i>	公司的上市年限,用公司实际上市年数加 1 的自然对数表示
<i>Industry</i>	行业虚拟变量
<i>Year</i>	年份虚拟变量
<i>Quarter</i>	季度虚拟变量

需要说明是,分析师作为公司的外部人在第 t 期对公司盈利情况进行预测时很难获得公司当期的相关财务信息,因此,在控制变量中除公司上市年限 Age 以外,均对相关变量上一期值进行控制;此外,由于分析师盈利预测均是针对全年盈利的预测,一般来说,越是接近年末,分析师所获得的信息越充分,预测精度等会相应提升(如表 6.3 所示),基于这一考虑,本文在多元回归中对行业和预

测年份进行控制的同时，还控制了预测季度。

（二）主要变量的描述性统计

首先，对分析师盈利预测行为的相关指标进行描述性统计，统计结果分别如表 6.2 和表 6.3 所示。与业绩预告质量类似，表 6.2 结果显示我国分析师盈利预测的整体质量也相对较低，分析师的平均预测误差高达 127%，同时，我们还发现分析师水平参差不齐，有些分析师预测十分精准（预测误差为 0），而有些分析师预测误差非常大。表 6.3 的结果显示了分析师预测误差与分歧的季度差异（验证了我们在回归分析中控制预测季度的必要性）；此外，就整体而言，分析师对融资融券标的的股公司的盈利预测误差及分歧均低于非标的公司，而公司股票入选融资融券标的的后，相比入选前，分析师针对其的盈利预测误差及分歧均有所下降。

表 6.2 分析师盈利预测指标描述性统计结果

Variable	N	Mena	Std	Min	Median	Max
<i>Error</i>	23994	1.2794	19.0337	0.0000	0.2314	1509.7407
<i>Dispersion</i>	18550	0.4247	7.4194	0.0000	0.0915	673.7906

表 6.3 分析师盈利预测指标分组描述性统计结果

	<i>Error</i>		<i>Dispersion</i>	
	Mean	Std	Mean	Std
一季度	2.1622	27.2326	0.5087	5.8181
二季度	1.5017	20.1560	0.4349	5.5259
三季度	0.9544	14.3989	0.4029	7.1362
四季度	0.5935	11.5120	0.3611	10.1744
非标的	1.2869	19.8052	0.4149	6.2510
标的	1.0382	9.3425	0.2813	0.9793
入选前	3.2409	51.4087	1.1411	17.5530
入选后	1.3011	13.7452	0.2763	1.0090

（三）回归分析

接下来，对融资融券交易制度对分析师盈利预测行为的影响进行多元回归分析，回归结果分别如表 6.4、6.5 和 6.6 所示。表 6.4、6.5 中的回归结果分别显示，融资融券标的的代理变量 *Short_Dummy* 和入选融资融券标的事件代理变量 *Event_Dummy* 对盈利预测误差 (*Error*) 和盈利预测分歧 (*Dispersion*) 的回归系数均显著为负数。这表明，相对于非标的而言，分析师对融资融券标的的股公司的盈利预测具有更低的误差和分歧；而相比于入选标的前，公司股票入选融资融券标的的以后，分析师针对其进行的盈利预测误差和分歧均显著降低，由此可见，本文研究假设 2a 和 2b 均成立。表 6.6 中双重差分模型回归结果也支持上述的结论。

表 6.4 融资融券标的与非标的分析师盈利预测行为差异多元回归结果

	<i>Error</i>	<i>Dispersion</i>
<i>Intercept</i>	-7.8841** (-2.50)	-4.0483*** (-2.99)
<i>short_Dummy</i>	-1.0446*** (-2.92)	-0.4747*** (-3.24)
<i>Size</i>	0.3281*** (2.60)	0.1739*** (3.33)
<i>Roe</i>	-3.1892*** (-3.07)	-1.2756*** (-3.11)
<i>Tobin'Q</i>	0.0009 (0.01)	0.0051 (0.10)
<i>Institution</i>	-0.5439 (-1.01)	-0.2126 (-0.92)
<i>Analyst</i>	-0.1172 (-0.80)	-0.0735 (-1.13)
<i>Age</i>	0.3676** (2.21)	0.1554** (2.22)
Industry	Control	Control
Year	Control	Control
Quarter	Control	Control
Observation	21574	16642
Adj-Rsquare	0.0060	0.0056

表 6.5 股票入选融资融券标的的前后分析师盈利预测行为差异多元回归结果

	<i>Error</i>	<i>Dispersion</i>
<i>Intercept</i>	-39.8078** (-2.00)	-13.8328* (-1.89)
<i>Event_Dummy</i>	-4.1433** (-2.34)	-1.5603** (-2.43)
<i>Size</i>	1.7614** (2.16)	0.6136** (2.08)
<i>Roe</i>	-20.7235** (-2.20)	-8.7938** (-2.54)
<i>Tobin'Q</i>	-0.0565 (-0.09)	0.0622 (0.28)
<i>Institution</i>	0.1503 (0.04)	0.0095 (0.01)
<i>Analyst</i>	0.7838 (0.89)	0.1773 (0.52)
<i>Age</i>	1.4911 (1.39)	0.6528* (1.67)
Industry	Control	Control
Year	Control	Control

Quarter	Control	Control
Observation	3565	3094
Adj-Rsquare	0.0121	0.0128

表 6.6 融资融券与分析师盈利预测行为双重差分回归结果

	<i>Error</i>	<i>Dispersion</i>
<i>Intercept</i>	-25.9324* (-1.82)	-10.0295* (-1.71)
<i>Event_Dummy</i>	-0.2109 (-0.13)	-0.0405 (-0.06)
<i>Short_Dummy</i>	1.4130 (0.87)	0.3534 (0.54)
<i>Event_Dummy</i> × <i>Short_Dummy</i>	-3.6590* (-1.80)	-1.3856* (-1.70)
<i>Size</i>	1.0723* (1.90)	0.4177* (1.90)
<i>Roe</i>	-12.7359** (-2.03)	-577.1193** (-2.29)
<i>Tobin'Q</i>	-0.3715 (-0.80)	-0.0453 (-0.26)
<i>Institution</i>	1.7796 (0.71)	0.6240 (0.63)
<i>Analyst</i>	0.3056 (0.45)	0.0674 (0.20)
<i>Age</i>	1.2551 (1.52)	0.5663* (1.75)
Industry	Control	Control
Observation	4561	3845
Adj-Rsquare	0.0087	0.0105

(四) 融资融券交易对分析师盈利预测行为的影响路径分析

已有研究表明，上市公司信息披露质量的提高会降低分析师盈利预测误差和分歧（方军雄（2007）、白晓宇（2009）、王玉涛和王彦超（2012）），本文第四章和第五章的实证结果显示，融资融券交易制度的推出提高了公司管理层的信息披露质量，同时降低了分析师盈利预测的误差和分歧，那么，融资融券对分析师盈利预测行为的影响是否是通过提升管理层信息披露质量来实现的呢？为了找到融资融券制度对分析师盈利预测行为的影响路径，本文根据公司股票入选融资融券标的前后，管理层业绩预告误差变动情况对样本进行分组回归。

公司股票入选融资融券标的前后管理层业绩预告误差变动定义如下：

$$\Delta M_Error_i = \overline{M_Error_{i,Event_in=1}} - \overline{M_Error_{i,Event_in=0}} \quad (6.3)$$

其中， $\overline{M_Error_{i,Event_in=0}}$ 、 $\overline{M_Error_{i,Event_in=1}}$ 分别代表公司 i 的股票入选融资融

券标的前四个季度 ($Event_Dummy=0$) 和入选后四个季度 ($Event_Dummy=1$) 管理层的平均业绩预告误差, ΔM_Error_i 代表公司 ide 股票入选融资融券标的前后管理层业绩预告误差变动。 $\Delta M_Error < 0$ 代表入选标的后公司管理层业绩预告误差降低, 相反, $\Delta M_Error > 0$ 代表入选标的后公司管理层业绩预告误差增加。

按照 ΔM_Error 值的正负将样本分为两组分别进行回归, 回归结果如表 6.7 所示。从表 6.7 中的结果可以看到, 入选标的后业绩预告误差降低的公司, 分析师针对其进行的盈利预测误差和分歧在入选标的后也显著降低, 而入选标的后业绩预告误差增加的公司, 分析师针对其进行的盈利预测误差和分歧在入选标的前后并没有发生显著变化, 甚至有出现误差上升的趋势 (回归系数为正)。由此可见, 融资融券交易制度对分析师盈利预测行为的影响是通过提高管理层信息披露质量来实现的, 管理层信息披露质量在这一过程中发挥了中介作用, 本文研究假设 3 成立。

表 6.7 管理层业绩预告误差在融资融券对分析师盈利预测行为中的中介作用

	Error		Dispersion	
	入选标的后预告误差降低组	入选标的后预告误差增加组	入选标的后预告误差降低组	入选标的后预告误差增加组
<i>Intercept</i>	-197.8904** (-2.06)	-12.2529** (-2.05)	-75.2160** (-2.10)	-4.0807*** (-2.93)
<i>Event_Dummy</i>	-21.6259** (-2.51)	0.6071 (1.15)	-8.1243** (-2.57)	-0.0043 (-0.03)
<i>Size</i>	8.9085** (2.21)	0.5948** (2.20)	3.3972** (2.34)	0.2061*** (3.26)
<i>Roe</i>	-30.0998 (-0.62)	-4.4084* (-1.92)	-19.7045 (-1.06)	-1.2373** (-2.31)
<i>Tobin'Q</i>	-0.5118 (-0.19)	-0.0849 (-0.53)	0.1990 (0.21)	-0.0154 (-0.42)
<i>Institution</i>	6.1092 (0.40)	-1.4377 (-1.58)	1.8200 (0.32)	-0.3884* (-1.80)
<i>Analyst</i>	3.3176 (0.78)	-0.3765 (-1.47)	1.2558 (0.77)	-0.0562 (-0.86)
<i>Age</i>	5.9487 (1.10)	-0.1234 (-0.40)	2.4445 (1.26)	-0.0246 (-0.34)
Industry	control	control	control	control
Year	control	control	control	control
Quarter	control	control	control	control
Observation	763	879	665	776
Adj-Rsquare	0.0536	0.0452	0.0594	0.0956

七、结 论

杠杆交易与卖空交易作为成熟资本市场交易制度的重要组成部分,被普遍认为对市场具有积极意义。本文以我国 A 股市场于 2010 年 3 月 31 日推出的融资融券交易制度为基础,以股票在不同时间入选融资融券标的的上市公司为研究对象,从市场信息传递过程入手,分别从管理层信息披露和分析师盈利预测的角度,结合事件分析等多种分析方法研究了融资融券交易制度对我国证券市场信息效率的影响。研究结果显示:首先,融资融券交易制度的引入有效提高了我国上市公司管理层的信息披露质量;其次,融资融券交易制度的存在显著改善了我国分析师的盈利预测质量,且管理层信息披露质量在这一过程中起到了中介作用。此外,本文还创新性的根据管理层信息披露活动的侧重点,将信息披露质量分为两类,并分别探讨了融券比例和行业竞争度对不同类型信息披露质量的影响方式,发现公司股票被卖空程度的提高,对于第一类信息披露质量主要存在监管效应,而对第二类信息披露质量则主要存在逼迫效应;同时,较高的行业竞争度既给了公司管理层提高信息披露质量的压力,同时也使他们产生了隐瞒不利消息的动机。

本文的研究结果表明,我国证券市场监管层希望通过引入融资融券交易机制来完善交易制度、提高市场信息效率的目标已取得了实质性的进展,同时,本文从市场信息传递的角度来分析融资融券交易对于市场信息效率的影响,理清了杠杆交易与卖空交易对市场有效性的作用机制,为在中国这样的新兴资本市场引入杠杆交易、卖空交易等的合理性和必要性提供了实证支持。基于以上分析,我们认为,监管层应该在制度规范的前提下采取进一步措施降低融资融券交易的门槛和交易费用,逐步增加融资融券标的股票的数量,扩大融资融券业务的试点范围和规模,最大限度地发挥以融资融券业务为代表的卖空机制的市场功能。同时,融资融券交易对我国资本市场的正面作用,也为未来我国对于包括股票期权在内的多种交易机制的引入提供了很好的范本。

主要参考文献

- [1] 白晓宇. 上市公司信息披露政策对分析师预测的多重影响研究[J]. 金融研究, 2009, 04: 92-112.
- [2] 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.
- [3] 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, 09: 45-52+96.
- [4] 陈淼鑫, 郑振龙. 推出卖空机制对证券市场波动率的影响[J]. 证券市场导报, 2008, (02).
- [5] 方军雄. 我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测[J]. 金融研究, 2007,

06: 136-148.

- [6] 郭娜, 祁怀锦. 业绩预告披露与盈余管理关系的实证研究——基于中国上市公司的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2010 (2): 81-88.
- [7] 郭娜. 管理层业绩预告误差与盈余管理——基于中国上市公司的经验证据[J]. 经济经纬, 2010, 第 6 期(6):76-80.
- [8] 韩传模, 杨世鉴. 自愿披露能提高上市公司信息披露质量吗——基于我国上市公司业绩预告的分析[J]. 山西财经大学学报, 2012, 07: 67-74.
- [9] 黄洋等. 融资融券交易与市场价格发现——基于盈余公告漂移的实证分析[J]. 上海金融, 2013, (02).
- [10] 姜超. 证券分析师、内幕消息与资本市场效率——基于中国 A 股股价中公司特质信息含量的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2013, 02: 429-452.
- [11] 李春涛, 胡宏兵, 谭亮. 中国上市银行透明度研究——分析师盈利预测和市场同步性的证据[J]. 金融研究, 2013, 06: 118-132
- [12] 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[J]. 经济研究, 2014, 10: 165-178.
- [13] 李志生, 杜爽, 林秉旋. 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[J]. 金融研究, 2015 (6): 173-188.
- [14] 李志生, 陈晨, 林秉旋. 卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据[J]. 经济研究, 2015, 04: 165-177.
- [15] 罗炜朱春艳. 代理成本与公司自愿性披露[J]. 经济研究, 2010 (10): 143-155.
- [16] 王玉涛, 王彦超. 业绩预告信息对分析师预测行为有影响吗[J]. 金融研究, 2012, 06: 193-206.
- [17] 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,2014,08:30-43+187-188.
- [18] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究, 2007, 02: 110-121.
- [19] Bai Y, Chang E, Wang J. Asset prices under short-sale constraints[D]. University of Hong Kong, 2006.
- [20] Barth M E, Hutton A P. Information intermediaries and the pricing of accruals[J]. Harvard University and Stanford University,(working paper), 2000.
- [21] Boehmer E, Jones C M, Zhang X. Which shorts are informed? [J]. The Journal of Finance, 2008, 63(2): 491-527.
- [22] Boehmer E, Wu J J. Short selling and the price discovery process[J]. Review of Financial Studies, 2013, 26(2): 287-322.
- [23] Bris A, Goetzmann W N, Zhu N. Efficiency and the bear: Short sales and markets

- around the world[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(3): 1029-1079.
- [24] Chang E C, Luo Y, Ren J. Short-selling, margin-trading, and price efficiency: Evidence from the Chinese market[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 48(C):411-424.
- [25] Chang E C, Yu Y. Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market[J]. *General Information*, 2007, 62(5): 2097-2121.
- [26] Chen S, DeFond M L, Park C W. Voluntary disclosure of balance sheet information in quarterly earnings announcements[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33(2): 229-251.
- [27] Cheng Q, Chen X, Luo T, et al. Short sellers and corporate disclosures[C]. *European Annual Meetings*, 2014.
- [28] 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.
- [29] Diether K B, Lee K H, Werner I M. Short-sale strategies and return predictability[J]. *Review of financial Studies*, 2009, 22(2): 575-607.
- [30] Flannery M J, Kwan S H, Nimalendran M. Market evidence on the opaqueness of banking firms' assets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 71(3): 419-460.
- [31] Greenwald B, Stein J. The task force report: The reasoning behind the recommendations[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1988: 3-23.
- [32] Haruvy E, Lahav Y, Noussair C N. Traders' expectations in asset markets: experimental evidence[J]. *The American Economic Review*, 2007, 97(5): 1901-1920.
- [33] Hirshleifer D, Teoh S H, Yu J J. Short arbitrage, return asymmetry, and the accrual anomaly[J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24(7): 2429-2461.
- [34] Hong H, Stein J C. Differences of opinion, short - sales constraints, and market crashes[J]. *Review of financial studies*, 2003, 16(2): 487-525.
- [35] Karpoff J M, Lou X. Short sellers and financial misconduct[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1879-1913.
- [36] Ke Y, Lo K, Sheng J, et al. Does Short Selling Mitigate Optimism in Financial Analyst Forecast? Evidence from a Randomized Experiment[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2015.
- [37] Lang M H, Lundholm R J. Corporate disclosure policy and analyst behavior[J].

Accounting review, 1996:467-492.

- [38] Li K, Harford J, Chen X. Monitoring: Which Institutions Matter?[J]. Social Science Electronic Publishing, 2007, 86(2):págs. 279-305.
- [39] Li Y, Zhang L. Short Selling Pressure, Stock Price Behavior, and Management Forecast Precision: Evidence from a Natural Experiment[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(1): 79-117.
- [40] Massa M, Zhang B, Zhang H. Governance through Threat: Does Short Selling Improve Internal Governance?[J]. 2013.
- [41] 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.
- [42] Miller E M. Risk, uncertainty, and divergence of opinion[J]. The Journal of Finance, 1977, 32(4): 1151-1168.
- [43] Miller M H. Final report on the committee of enquiry[J]. Black Monday and the Future of Financial Markets, Homewood, 1989, 111.
- [44] Morgan D P. Rating banks: Risk and uncertainty in an opaque industry[J]. American Economic Review, 2002:874-888.
- [45] Nalebuff B J, Stiglitz J E. Prizes and incentives: towards a general theory of compensation and competition[J]. The Bell Journal of Economics, 1983: 21-43.
- [46] Saffi P A C, Sigurdsson K. Price Efficiency and Short Selling[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(3):821-852.
- [47] Schmidt K M. The costs and benefits of privatization: an incomplete contracts approach[J]. Journal of Law, Economics, and Organization, 1996, 12(1): 1-24.
- [48] Yinghua L I, Zhang L. Short selling pressure, stock price behavior, and management forecast precision: : Evidence from a natural experiment[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(1):págs. 79-117.