融券卖空、分析师跟踪与企业信息披露质量

彭文平,张姗姗

(华南师范大学 经管学院,广东广州510006)

[摘 要]分析师跟踪和卖空机制的信息挖掘是投资者获取企业信息的重要渠道。在分析师存在乐观偏差的情况下,卖空投资者专注于负面信息的挖掘功能如能弥补分析师偏差的不足,对于提高企业信息披露质量会具有重要意义。针对我国2010年开始实施的融券卖空试点外生事件,运用双重差分方法实证研究在企业信息存在偏差情况下卖空机制的负面信息挖掘功能与分析师跟踪的关系及其对企业信息披露质量的影响。研究发现:在存在分析师乐观偏差时,卖空机制可以促进企业负面信息披露,纠正分析师偏差的影响,弥补分析师跟踪不足的缺陷,从而提高企业信息披露质量;但在分析师无乐观偏差时,卖空机制并不能提高企业信息披露质量。

[关键词] 融券卖空机制;信息披露质量;分析师跟踪;乐观偏差;融资融券;自愿性披露

[中图分类号] F830.9 [文献标志码] A [文章编号] 2096-3114(2019)03-0046-09

一、引言

准确无偏的企业信息披露是资本市场定价效率的基础。在没有卖空机制的情况下,企业信息披露和证券分析师跟踪是投资者获取企业信息的两个主要渠道[1]。然而研究表明,不管是企业信息披露还是分析师信息挖掘,都存在偏差。企业管理层可以通过策略性财务报告或选择性披露来影响股票价格^[2],特别是拒绝或延迟发布负面信息的方式^[3-4]。因此,在不可融券卖空时,企业自愿性信息披露存在"报喜不报忧"的偏差,无法充分披露企业的负面信息。分析师由于存在认知和行为的偏差^[5],受制于各种利益冲突,也习惯于"报喜不报忧",倾向于发布乐观的盈余预测而忽视负面信息^[6-8],存在系统性的乐观偏差。因此在不存在卖空机制时,企业负面信息难以及时反映到股价之中,导致股价被高估。

在可卖空的情况下,卖空机制的信息挖掘功能是资本市场投资者获取企业信息的第三个重要渠道。那么,在企业信息披露存在"报喜不报忧"的偏差情况下,卖空机制与分析师的信息挖掘功能是一种什么关系呢?卖空机制能否纠正分析师乐观偏差的影响,提高信息披露质量呢?由于卖空投资者只能通过做空股价获利,因此他们会积极挖掘负面信息而忽视正面信息。企业由于担心因为隐藏负面信息被卖空而造成股价暴跌及避免隐藏的负面信息被发现导致面临诉讼和声誉风险^[9],会及时、准确地披露负面信息。因此,融券卖空机制可以促使企业披露负面信息。所以,在引入卖空机制后,卖空投资者挖掘企业负面信息的功能,应该正好与分析师偏向正面信息相补充,弥补分析师乐观偏差的缺陷,提高企业的信息披露质量。一些文献发现卖空机制能够降低分析师偏差^[10-11],但是他们的研究没有区分析师乐观偏差和悲观偏差,因此,卖空机制到底能否降低分析师乐观偏差,特别是卖空机制降低分析师乐观偏差是否提高了企业信息披露质量,还有待进一步研究。也有实证研究发现,卖空机制能够促进企业披露负面信息^[9-10],但是在有分析师跟踪的情况下,卖空机制是否仍能促进企业负面信息的披露,现有文献未见研究。在这种情况下,深入研究卖空机制与分析师的信息挖掘功能之间的关系,以及卖空机制能否纠正企业信息披露的

[「]收稿日期]2018-08-19

[[]基金项目]教育部人文社科一般项目(15YJA630073);广东省自然科学基金项目(2015A030313381)

[[]作者简介]彭文平(1972—),男,湖南长沙人,华南师范大学经管学院教授,主要研究方向为金融市场与机构,邮箱:peng-wenping@163.com;张姗姗(1995—),女,湖北黄冈人,华南师范大学经管学院硕士生,主要研究方向为金融市场与机构。

乐观偏差的影响,提高信息披露质量,对于更深入透彻地分析企业信息披露、分析师跟踪和卖空机制这三种企业信息获取渠道的相互关系和作用,提高资本市场定价效率,具有重要意义。

本文将在企业信息存在偏差情况下研究卖空机制的负面信息挖掘功能与分析师跟踪的关系及其对企业信息披露质量的影响,可能的贡献是:第一,本文发现卖空机制能纠正分析师乐观偏差带来的负面影响,从而在边际上提高企业信息披露质量,而且卖空机制只在分析师乐观偏差时才有这些作用。这些新发现深化了对企业信息披露、卖空机制和分析师跟踪这三种资本市场信息获取渠道的理解。第二,基于企业信息视角,发现卖空机制挖掘企业负面信息的功能能够纠正企业信息偏差,这对深入理解融券卖空提高股票定价效率的机制具有重要意义。第三,本文发现卖空机制能够纠正企业信息披露"报喜不报忧"和分析师乐观偏差的功能,进一步完善了有关融资融券制度经济后果的研究,对提高我国证券市场的资源配置效率具有现实意义。

二、理论分析

(一) 卖空机制与企业信息披露

根据证券市场监管法规,企业对外的自愿性信息披露决策由上市公司自主决定。上市公司受各种利益驱使,有动机去影响其自愿性信息披露决策。例如,有些有融资需求的上市公司意图通过信息操纵达到融资标准[12-13];自利的管理者也有动机通过选择性的信息披露来影响股价的短期表现并获取短期利益[14]。在诸如此类的动机之下,上市公司会重视二级市场价格,并有动力维持或提高股价。研究表明,上市公司可以通过做出策略性财务报告或进行选择性披露来影响股价[2],它们有动机拒绝或延迟发布负面信息以维持较高的短期股价[3-4]。

分析师是资本市场中重要的信息挖掘者。他们挖掘上市公司信息,出具研究报告,为投资者决策提供参考意见。但是有研究发现,分析师提供的盈余预测并非是无偏的,而且其中乐观偏差是主要的[15],悲观偏差较少[16]。当大多数分析师都倾向于发布正面信息而忽视负面信息时,就会形成系统性的乐观偏差。吴东辉、薛祖云发现证券分析师盈余预测系统性高于上市公司信息披露报告中的真实盈余,指出我国分析师存在乐观性倾向[17];李文贵认为分析师的乐观倾向来源于分析师的从众心理,只要有分析师发布了较高预测,其他分析师就会紧跟着调高预期,呈现出一种系统性的乐观偏差[18]。由于分析师系统性地选择发布正面信息,忽视负面信息,公司负面信息的传递效率下降,这必然加剧投资者与企业之间的信息不对称问题,降低信息披露质量。

卖空投资者也是重要的企业信息挖掘者。Li 等发现企业面临卖空压力时,会降低业绩预告中负面信息的预测精度^[19]。李志生等发现融资融券交易通过影响管理层和分析师的信息行为进而影响公司的信息环境^[10]。李春涛等发现卖空机制提高了企业信息披露质量^[20]。相对于正面信息,卖空投资者倾向于挖掘企业负面信息,因为只有负面信息带来的股价下跌才能为卖空投资者带来盈利空间。所以,在引入卖空机制后,卖空投资者有挖掘企业负面信息的动机。企业由于担心因为隐藏负面信息而被卖空造成股价暴跌以及避免被发现隐藏负面信息面临诉讼和声誉风险^[9],会及时准确地披露负面信息。因此本文认为,卖空机制的负面信息挖掘功能可以直接影响公司的信息披露行为,促使企业及时披露负面信息,纠正企业信息披露偏差。当分析师不存在乐观偏差时,那么分析师也挖掘了企业的负面信息,这时卖空机制亦无法在边际上增加企业的负面信息。但是在分析师存在乐观偏差时,企业负面信息会被分析师忽视,这时卖空机制的负面信息挖掘功能就能够在边际上促使负面信息的披露。据此,本文提出假设1:

假设1:在存在分析师乐观偏差时,卖空机制会促进企业负面信息披露,纠正企业信息披露偏差。

(二)卖空机制、分析师偏差与信息披露质量

出于各种利益动机驱使,分析师主观上存在偏好正面信息倾向,如追求潜在的上市公司投行业务,避

免客户所持股票价格下跌^[21],和公司管理层保持良好关系以获得私有信息^[22],促进证券交易以增加佣金收入^[23]等。这些利益动机驱使他们倾向于发布乐观的盈余预测与股票评级,即发布正面信息而忽视甚至隐藏负面信息^[6-8]。因此,分析师的信息挖掘功能存在天生的缺陷。卖空投资者更重视对负面信息的挖掘,而可能忽视正面信息。所以在企业信息披露质量上,分析师和卖空机制的作用可以互补,人们应将两者结合起来进行研究。已有文献发现,卖空机制可以在一定程度上纠正分析师偏差^[11,24-25]。但是即使这样,分析师乐观偏差仍然是一种客观存在。当分析师乐观偏差仍然存在时,卖空机制能否纠正分析师乐观偏差对企业信息披露质量的影响呢?综上所述,卖空机制注重挖掘企业负面信息,促进企业负面信息的披露功能,正好可以补充分析师信息挖掘功能的不足,从而使企业更全面无偏地披露信息。因此本文认为,在存在分析师乐观偏差的情况下,卖空机制能纠正分析师乐观偏差的影响,使分析师乐观偏差不至于降低信息披露质量。但是如果不存在卖空机制,那么分析师乐观偏差的影响得不到纠正,其对信息披露质量的影响就仍然是显著的。因此,当不存在卖空机制时,分析师偏差显著降低企业信息披露质量;而当存在卖空机制时,卖空机制的纠偏作用使得分析师偏差对信息披露质量不存在显著影响。由此,我们提出假设2:

假设2:卖空机制会纠正分析师偏差,使分析师乐观偏差对信息披露质量不存在显著影响。

由于在存在分析师乐观偏差情况下,卖空机制能够促进企业负面信息的披露,纠正分析师偏差,使分析师乐观偏差不影响企业信息披露质量,因此卖空机制能够弥补分析师偏差的不足,提高企业信息披露质量。具体来说,在分析师预测无偏差的企业中,由于企业的正面信息和负面信息都已经完全被挖掘,此时,卖空机制不能再增加企业信息,没有发挥作用的空间,企业的信息披露质量不会改善;在存在乐观偏差的企业中,企业负面信息被忽视,信息披露不全面,而卖空机制可以通过促使企业增加对负面信息披露,纠正分析师乐观偏差对企业信息披露质量的影响。因此,我们预计卖空机制可以与分析师盈余预测相补充,共同促进企业信息披露质量。据此,我们提出假设3:

假设3:当存在分析师乐观偏差时,卖空机制能弥补分析师偏差的不足,在边际上提高企业信息披露 质量。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文选取深圳证券交易所 2010—2016年 A 股上市公司为研究样本。融资融券和公司财务相关数据来自同花顺数据库。我们对样本剔除了部分观测值:(1)剔除金融类和 ST类上市公司;(2)剔除之前被纳入融资融券名单后又被调出以及数据缺失的公司。最终得到 1658 家公司的深交所信息披露质量评分8662个,其中可融券卖空样本 2558个,不可卖空样本为 6104个。本文对所有连续变量进行了 1% 的缩尾处理,在所有回归中对标准误进行公司维度的 Cluster 处理。

(二)变量设计

- 1. 信息披露质量。参考曾颖、伊志宏、罗进辉等普遍采用的方法^[26-28],本文选取深圳证券交易所每年对深市上市公司信息披露的考核结果作为评价依据,将考核等级A、B、C、D分别赋值4、3、2、1。考核等级越高,信息披露水平也就越高。
- 2. 盈余预测负面信息披露。根据《上市公司信息披露管理办法》,当预计盈利发生亏损或者发生大幅变动时,上市公司强制进行业绩预告;对于未达到强制披露标准的,上市公司可以自愿选择是否进行业绩预告。借鉴郭娜和祁怀锦^[29]、李志生等^[10]对强制披露和自愿披露的区分方法,当业绩预告类型为预增、预减、首亏、扭亏时,视为强制披露;当业绩预告类型为略增、略减、续盈、续亏、不确定时,视为自愿性披露。披露为"预增、略增、续盈、扭亏"为正面消息,"预减、略减、续亏、首亏"为负面消息。由于只有自愿性披露公司具有选择权,我们只考虑自愿性披露。定义负面消息盈余预测披露虚拟变量 Badnews...若披露

负面消息则Badnews。取1,不进行披露则取0。

- 3. 融券卖空。定义虚拟变量 $List_i$ 为是否是融资融券标的公司,若公司股票被列入融资融券标名单,取值为1,即处理组,否则为0,即控制组; $Post_{i,t}$ 是融资融券时为虚拟变量,公司进入融资融券名单之后的年度为1,之前的年度为0。
- 4. 分析师乐观偏差。参照谭松涛等的方法^[30],用分析师盈余预测值和盈余实际值的差占实际值的百分比衡量分析师相对偏差 *Deviation_{i,t}*,这保证了不同规模公司偏差的可比较性。将偏差值在正负 30% 范围内定义为无偏差,大于 30% 定义为乐观偏差 *Bias_{i,t}*,小于 -30% 定义为悲观偏差。当为乐观偏差时 *Bias_{i,t}*取 1,为无偏差时 *Bias_{i,t}*取 0。另外,定义有无乐观偏差 *Opt_{i,t}*,偏差值为乐观偏差时, *Opt_{i,t}*取值为 1,为无偏差和悲观性偏差时取值为 0。

(三)实证模型设定

1. 卖空机制与企业信息披露偏差

为检验假设1,本文设定如下双重差分模型:

$$Badnews_{i,t} = \alpha + \alpha_1 \times Lists_i + \alpha_2 \times Lists_i \times Post_{i,t} + \alpha_3 \times Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

其中,因变量 $Badnews_{i,i}$ 是负面信息披露可能性虚拟变量,有披露时取1,否则取0。解释变量 $List_i$ 和 $List_i \times Post_{i,i}$ 定义如上所述。当 $List_i \times Post_{i,i}$ 为1时,表明股票i在时间t是可以卖空的,为0则不可卖空。 $Controls_{i,i}$ 为控制变量,控制了企业的相关财务指标包括公司规模 $(Asset_{i,i})$ 、托宾 $q_{i,i}$ 值、营业总收入同比增长率 $(Growth_{i,i})$ 、每股收益 $(EPS_{i,i})$,以及前十大股东持股比例 $(Top10_{i,i})$ 、审计质量 $(AUDITQ1_{i,i})$,是否由四大会计师事务所进行审计的虚拟变量,是则为1,否则为0);还控制了波动率 $(Volatility_{i,i})$ 、分析师 $(Analysis_{i,i})$ 人数(1加上分析师跟踪数量的对数)以及行业、年份固定效应。

2. 卖空机制、分析师跟踪与信息披露质量

为检验假设2,本文设定如下模型:

$$Score_{i,t} = \gamma + \gamma_1 \times Bias_{i,t} + \gamma_2 \times Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t}$$
 (2)

被解释变量 $Score_{i,t}$ 为信息披露质量的衡量指标。主要解释变量 $Bias_{i,t}$ 为虚拟变量,作为稳健性检验还用 $Opt_{i,t}$ 替代 $Bias_{i,t}$ 做回归。 $Controls_{i,t}$ 为控制变量,包括公司规模 $(Asset_{i,t})$ 、负债水平 $(LEV_{i,t})$ 、波动率 $(Volatility_{i,t})$ 、总资产报酬率 $(ROA_{i,t})$ 、是否为国有企业 $(SOE_{i,t})$ 、分析师跟踪 $(Analysis_{i,t})$ 、审计质量 $(AUDITQ_{i,t})$ 、上市年限 $(Age_{i,t})$,还控制了行业、年份固定效应。

为检验假设3,本文设计如下双重差分模型:

$$Score_{i,i} = \beta + \beta_1 \times List_i + \beta_2 \times List_i \times Post_{i,i} + \beta_3 \times Controls_{i,i} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,i}$$
 (3) 被解释变量与控制变量与模型(2)—致,主要解释变量与模型(1)中定义—致。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 1 是主要变量的描述性统计。由是否自愿性披露虚拟变量 Full 均值可知,平均75%的企业进行了自愿性信息披露,其中负面信息披露 Badnews 的量明显少于正面信息披露 Goodnew,,说明企业在自愿性披露选择时倾向于少披露负面信息,与前面理论分析的结论一致。分析师盈余预测样本数为7191个,均值为63%,说明分析师盈余预测明显呈现乐观偏差,与理论分析结论一致。List的均值为0.30,说明可融券卖空样本的比例为30%。Analysis 的均值为7.83,说明平均有7.83名分析师跟踪企业,但标准差较大,分析师跟踪人数最多的企业达到63人,也有一些企业没有分析师跟踪。

(二) 卖空机制与企业信息披露偏差

表2列示了利用模型(1)来检验假设1的结果。列(1)是可卖空企业对盈余预测正面信息的披露情

况。交互项 List_i×Post_i,的回归系数为负且不显著,说明卖空对企业的盈余预测正面信息披露并没有促进作用。这是因为卖空投资者没有动力去挖掘企业正面信息,因而不能促进企业正面信息的披露。列(2)为自愿性信息披露全样本的回归,交互项 List_i×Post_i,的回归系数也为负且不显著。可见,在不区分正面信息和负面信息的情况下,卖空机制对企业的自愿性信息披露也无显著效应。列(3)报告了在是否自愿性披露负面信息全样本情况下卖空机制对企业盈余预测负面信息披露的影响的结果。List_i×Post_i,的回归系数为正且在1%的水平上显著,表明相对于控制组即不可卖空企业,可卖空企业的盈余预测负面信息披露可能性显著提高,证明了卖空机制对企业负面信息披露可能性显著提高,证明了卖空机制对企业负面信息披露存在促进作用,能够纠正企业信息披露"报喜不报忧"的行为偏差。列(4)和列(5)分别是存在和不存在分析师乐观偏差的样本中卖空机制对企业盈余预测负面信息披露的影响的结果。在列(4)中,List_i×Post_i,的回归系数显著为正,说

在边际上促进企业负面信息披露。作 — 为对比,在列(5)不存在分析师偏差样本中,List_i×Post_i,的回归系数不再显著,一这说明分析师在不存在乐观偏差时,企业的负面信息已经被完全披露,因而没有为卖空机制留下发挥作用的空间,卖空机制不能在边际上促进企业负面信息的披露。所以,结果表明,只有在分析师存在乐观偏差时,卖空机制才能发挥促进企业负面信息披露的功能,从而起到弥补分析师乐观偏差不足的作用。

明卖空机制能够弥补分析师乐观偏差,

(三)卖空机制、分析师偏差与企业 信息披露质量

本文首先把样本分为可卖空与不可卖空两个样本,检验两个样本中分析师偏差是否存在显著差异,结果如表3所示。可卖空样本中分析师偏差的均值和中位数都显著小于不可卖空样本,说明卖空机制可以显著降低分析师偏差。同时,即使在可卖空样本中,分析师偏差也仍然存在,此时卖空机制能否弥补分析师乐观偏差对企业信息披露一的影响,值得研究。

表1 变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$Badnews_{i,t}$	2246	0.440	0.500	0	1
$Goodnew_{i,t}$	4042	0.690	0.460	0	1
$Full_{i,t}$	5046	0.750	0.430	0	1
$Score_{i,t}$	8662	3.070	0.610	1	4
$List_i$	8662	0.300	0.460	0	1
$List_i \times post_t$	8662	0.170	0.380	0	1
$Deviation_{i,t}$	7191	0.630	1.630	-0.740	11.36
$Asset_{i,t}$	8662	21.73	1.060	18.12	24.98
$Growth_{i,t}$	8662	18.56	35.74	-54.57	200.6
$EPS_{i,t}$	8662	0.340	0.410	-0.740	2.220
$Top 10_{i,t}$	8662	58.76	14.74	22.58	93.93
$Volatility_{i,t}$	8662	47.44	13.55	17.83	88.24
Tobin ' $q_{i,t}$	8662	2.620	2.210	0.240	13.40
$LEV_{i,t}$	8662	38.96	20.92	4.340	95.93
$ROA_{i,t}$	8662	6.360	6.040	-12.90	46.16
$SOE_{i,t}$	8662	0.280	0.450	0	1
$Auditq I_{i,t}$	8662	0.030	0.160	0	1
$Auditq2_{i,t}$	8662	0.980	0.140	0	1
$Analysis_{i,t}$	8662	1.650	1.080	0	3.660
$Age_{i,t}$	8662	1.910	0.750	0.690	3.140

表 2 卖空机制与企业负面信息披露

次2 关土[666] 11 工火間[1/6] 次语						
	(1)正面信息	(2)全样本	负面信息			
	(1)止則行忌	(2)至杆平	(3)全样本	(4)有乐观偏差	(5)无乐观偏差	
$List_i$	-0.230	-0.253	-0.613**	-0.921***	-0.123	
	(-1.10)	(-1.24)	(-2.12)	(-2.59)	(-0.30)	
$List_i \times Post_{i,t}$	-0.250	-0.0679	0.723***	0.943**	0.548	
	(-1.45)	(-0.40)	(2.77)	(2.33)	(1.40)	
$Asset_{i,t}$	-1.058***	-1.093***	-1.325***	-1.506***	-1.517***	
	(-9.06)	(-9.61)	(-9.62)	(-7.97)	(-6.11)	
$Growth_{i,t}$	0.0200***	0.0137***	-0.00528^*	0.000533	-0.0218***	
	(7.01)	(5.79)	(-1.69)	(0.15)	(-2.97)	
$EPS_{i,t}$	-0.117	-0.407^{*}	-1.648***	-0.259	-0.729	
	(-0.55)	(-1.94)	(-4.61)	(-0.42)	(-1.35)	
$Top 10_{i,t}$	0.0411***	0.0440***	0.0567***	0.0494***	0.0562***	
	(8.58)	(9.58)	(9.53)	(6.42)	(5.12)	
$Volatility_{i,t}$	0.0000119	0.000451	-0.00195	-0.00744	0.00822	
	(0.00)	(0.07)	(-0.22)	(-0.51)	(0.58)	
$Tobin 'q_{i,t}$	-0.0917**	-0.115***	-0.201***	-0.175**	-0.343***	
	(-2.06)	(-2.66)	(-4.23)	(-2.37)	(-2.86)	
$Analysis_{i,t}$	0.546***	0.525***	0.464***	0.686***	-0.0250	
	(7.19)	(7.35)	(4.92)	(4.44)	(-0.14)	
$Auditq I_{i,t}$	-1.089**	-0.833^{*}	-0.146	0.330	-0.726	
	(-2.47)	(-1.86)	(-0.28)	(0.55)	(-1.01)	
_cons	19.01***	20.05***	23.12***	27.87***	26.47***	
	(7.54)	(8.12)	(7.67)	(6.76)	(4.98)	
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
N	4042	5046	2246	898	892	
Adj-R ²	0.3217	0.3094	0.3880	0.4103	0.3917	

注:括号内是T值,*、**、***分别表示在0.1、0.05、0.01水平上显著。下同。

表 4 是利用模型(2)检验假设 2 的结果。列(1)、列(2)报告了分析师乐观偏差对信息披露影响的回归结果。Bias₁和Opt₁的估计系数为负且显著,证明了相对于无分析师偏差企业,存在分析师乐观偏差的企

业的信息披露质量显著降低,表明分析 师乐观偏差显著降低了企业信息披露质 量。列(3)、列(4)报告了在可卖空企业 样本中分析师乐观偏差对信息披露质量 影响的回归结果。Bias,,和Opt,,的回归 系数不显著,说明可卖空企业中分析师 乐观偏差对信息披露质量无显著影响, 即卖空机制可以纠正分析师乐观偏差的 影响,使得分析师乐观偏差不会显著降 低企业信息披露质量。作为对比,列 (5)、列(6)报告了在不可卖空企业样本 中分析师乐观偏差对信息披露质量影响 的回归结果。Biasin和Optin的回归系数 显著为负,说明在不可卖空企业中,分析 师乐观偏差显著降低了企业信息披露质 量,证明了在缺乏卖空机制纠正作用的 情况下分析师乐观偏差会显著降低企业 信息披露质量。

表5是利用模型(3)检验假设3的结 果。列(1)为分析师乐观偏差样本。 List,×Post, 的系数显著为正,表明在分析 师预测乐观偏差的样本中卖空机制显著 提升试点企业的信息披露质量。列(2)为 分析师无偏差样本。List,×Post,,的估计 系数并不显著,表明在分析师预测无偏差 的样本中卖空机制对试点企业的信息披 露质量并无影响。列(3)为存在分析师悲 观性偏差的样本,List,×Post,,的估计系数 也不显著,说明卖空机制在分析师预测悲 观性偏差的样本中对信息披露质量无影 响。以上结果表明,当分析师不存在乐观 偏差时,企业信息得到全面及时地披露, 卖空机制这时不存在发挥作用的空间;而 在存在分析师乐观偏差时,企业信息披露 质量较低,卖空机制注重挖掘企业负面信 息的特性,使得其能够弥补分析师过于乐 观带来的偏差,提高企业信息披露质量。

表3 卖空与分析师偏差

变量	可卖空样本(n=1422)		不可卖空样本(n=5769)		差异	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
$Deviation_{i,t}$	0.511	0.117	0.653	0.170	-0.142***	-0.053***

表 4 卖空机制、分析师乐观偏差与企业信息披露质量

变量 -	全样本		可卖空企业样本		不可卖空企业样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Bias_{i,t}$	-0.179***		-0.139		-0.191***	
	(-4.89)		(-1.62)		(-4.79)	
		-0.167***		-0.120		-0.180***
$Opt_{i,t}$		(-4.72)		(-1.43)		(-4.62)
	0.182***	0.186***	0.220***	0.213***	0.0993***	0.111***
$Asset_{i,t}$	(5.61)	(5.79)	(2.79)	(2.76)	(2.79)	(3.18)
LEW	-0.00924^{***}	-0.00928^{***}	-0.00895***	-0.00924***	-0.00780^{***}	-0.00789***
$LEV_{i,t}$	(-6.86)	(-7.03)	(-2.64)	(-2.81)	(-5.39)	(-5.63)
Volatilita	-0.0118***	-0.0114***	-0.00515	-0.00550	-0.0137***	-0.0130***
$Volatility_{I,t}$	(-5.54)	(-5.45)	(-1.18)	(-1.27)	(-5.78)	(-5.60)
DO A	0.0302***	0.0293***	0.0313***	0.0300***	0.0309***	0.0304***
$ROA_{i,t}$	(6.24)	(6.56)	(2.94)	(2.93)	(6.15)	(6.57)
$SOE_{i,t}$	0.439***	0.415***	0.319**	0.317**	0.472***	0.441***
$SOL_{i,t}$	(6.76)	(6.53)	(2.47)	(2.49)	(6.97)	(6.70)
Andita?	1.440***	1.445***	1.667***	1.664***	1.415***	1.417***
$Auditq2_{i,t}$	(10.29)	(10.54)	(6.29)	(6.82)	(8.99)	(9.10)
Amalanio	0.207***	0.210^{***}	0.198***	0.220***	0.208***	0.206***
$Analysis_{i,t}$	(8.16)	(8.55)	(3.05)	(3.61)	(7.90)	(8.03)
1 00	-0.227***	-0.227***	-0.165	-0.152	-0.262***	-0.263***
$Age_{i,t}$	(-5.81)	(-5.94)	(-1.58)	(-1.48)	(-6.42)	(-6.60)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6822	7191	1372	1422	5450	5769
Adj-R ²	0.1163	0.1139	0.1111	0.1123	0.1051	0.1029

表5 卖空机制、分析师偏差与企业信息披露质量

	(1)乐观偏差	(2)无偏差	(3)悲观性偏差
$List_{i,t}$	0.0390(0.38)	0.219***(2.65)	0.196(0.95)
$List_{i,t} \times post_{i,t}$	0.295**(2.50)	0.116(1.40)	0.0601(0.22)
$Asset_{i,t}$	0.103**(2.38)	0.103**(2.26)	0.241**(2.41)
$LEV_{i,t}$	-0.00877***(-5.10)	-0.00739***(-4.02)	-0.00984**(-2.19)
$Volatility_{i,t}$	-0.00899***(-2.91)	-0.0160***(-5.72)	0.00272(0.32)
$ROA_{i,t}$	0.0534***(7.61)	0.0148**(2.50)	$0.0178^*(1.82)$
$SOE_{i,t}$	0.484***(5.94)	0.405***(5.15)	0.0846(0.51)
$Auditq2_{i,t}$	1.330***(8.58)	1.688***(5.57)	1.341***(3.11)
$Analysis_{i,t}$	0.162***(4.66)	0.230***(7.27)	0.0743(0.85)
$Age_{i,t}$	-0.202***(-3.76)	-0.281***(-5.82)	-0.164(-1.37)
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
N	2706	4116	369
Adj-R ²	0.1095	0.0997	0.1044

五、进一步研究与稳健性检验

(一) 卖空机制与分析师跟踪的进一步研究

前文的分析表明,卖空机制可以降低分析师盈余预测偏差,纠正分析师偏差带来的影响。分析师跟

踪人数不足也是形成分析师偏差的重要原因,因此,本文从分析师跟踪的角度进一步研究卖空机制能否纠正分析师偏差对企业信息披露质量的影响。分析师跟踪人数较少,其信息不对称程度较高,分析师偏差较为严重,企业信息没有得到充分的披露,此时,卖空机制可以弥补分析师跟踪人数不足的缺陷,提高企业信息披露质量。本文首先检验分析师跟踪人数对企业信息披露质量的影响。由表6列(1)可知, Analysis, 的回归系数显著为正。接下来,本文根据分析师跟踪人数均值把样本分为分析师跟踪人数多和一

表 6 分析师跟踪人数对企业信息披露质量的影响

	全样本(1)	分析师跟踪人数多(2)	分析师跟踪人数少(3)
$Analysis_{i,t}$	0.0221***(7.58)		
$List_i$		0.0276(0.23)	0.186(1.60)
$List_{i*}Post_{i,t}$		0.261 (1.04)	0.358***(2.49)
$Asset_{i,t}$	0.206***(7.53)	0.267***(6.09)	0.184***(6.21)
$LEV_{i,t}$	-0.00856***(-7.31)	-0.001***(-4.72)	-0.000***(-3.10)
Volatility i,t	-0.00933***(-4.96)	-0.0107*** (-2.66)	-0.003(-1.41)
$ROA_{i,t}$	0.0373***(9.78)	0.008**(2.34)	0.006***(3.27)
$SOE_{i,t}$	0.381***(6.72)	0.326***(3.61)	0.341***(3.78)
$Auditq2_{i,t}$	1.265***(10.75)	-0.030(-0.08)	0.665***(4.81)
$Age_{i,t}$	-0.247***(-7.35)	-0.167***(-3.22)	-0.185***(-3.54)
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
N	8662	3073	5589
Adj-R ²	0.1268	0.0791	0.0963

人数少两个样本,用模型(3)进行回归。列(2)是分析师跟踪人数较多样本的回归结果,List_i×Post_i的回归系数不显著,这表明在分析师跟踪人数较多的企业,卖空机制并未对企业信息披露质量有所影响。列(3)是分析师跟踪人数较少样本的回归结果,List_i×Post_i的回归系数显著为正,表明在分析师跟踪人数较少的企业,卖空机制显著提高企业信息披露质量,这是因为分析师跟踪人数越少,盈余预测偏差越大,卖空机制挖掘负面信息的功能就能够补充分析师跟踪不足的缺陷。结果说明卖空机制的信息挖掘功能能够弥补分析师跟踪不足的影响。

(二)稳健性检验

根据沪深两大交易所发布的《融资融券交易实施细则》,融资融券试点名单是按照一定标准选择而不是随机选择的,市值、换手率、波动率是选取融资融券试点标的的主要标准。这样,前面运用的双重差分模型中的处理组就可能存在选择性偏误问题。倾向性得分匹配能缓解样本选择造成的内生性问题。基于监管机构的选取标准,本文分别用主板、中小板、创业板,将市值、换手率、波动率作为PSM配对标准,采用1对4近邻匹配后得到2436个实验组样本和6025个控制组样本。使用匹配后样本检验假设1、2、3,结果是稳健的。限于篇幅此处只报告假设1的检验结果,如表7显示。列(1)为正面信息披露样本的回归结果,列(2)为全样本回归结果,主要解释变量 List,×Post, 的估计系数均为负且不显著,说明卖空机制对正面信息和所有消息的自愿性披露并无促进作用。列(3)报告了在是否自愿性披露负面信息全样本情况下卖

空机制对企业盈余预测负面信息披露的影响的结果, List_i×Post_i, 的回归系数为正且在1%的水平上显著, 说明卖空机制对企业负面信息披露存在促进作用。在列(4)存在分析师乐观偏差样本中, List_i×Post_i, 的回归系数显著为正, 而在列(5)不存在分析师偏差样本中, List_i×Post_i, 的回归系数不显著, 说明只有在分析师存在乐观偏差时, 卖空机制才能发挥促进企业负面信息披露的功能, 从而起到弥补分析师乐观偏差的不足的作用。与前上述结果一致, 仍然支持假设1。

正面信息(1) 全样本(2) <u>负面信息</u> 全样本(3) 有乐观偏差(4) 无乐观偏

表7 卖空机制与负面信息盈余预测披露可能性PSM+DID检验结果

正面信息(1) 全样本(2)					
	正則情思(1)	至件平(2)	全样本(3)	有乐观偏差(4)	无乐观偏差(5)
$List_i$	-0.246	-0.254	-0.573**	-0.922***	-0.0245
	(-1.15)	(-1.23)	(-1.98)	(-2.60)	(-0.06)
T D	-0.238	-0.0679	0.704***	0.953**	0.493
$List_i \times Post_{i,t}$	(-1.36)	(-0.40)	(2.70)	(2.35)	(1.24)
$Controls_{i,t}$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	19.18***	20.33***	23.47***	27.78***	28.90***
_cons	(7.37)	(8.13)	(7.73)	(6.78)	(5.20)
N	3933	4902	2142	879	822
Adj-R ²	0.3213	0.3053	0.3773	0.4022	0.3741

此外,本文还重新定义分析师偏差,将 Deviation;偏差值在正负 20% 范围内定义为无偏差,大于 20%

为乐观偏差,小于-20%为悲观偏差。我们重新检验假设1、2、3,结果仍是稳健的。

六、结论性评述

本文针对我国2010年开始实施的融券试点的外生事件,运用双重差分方法,在控制了可能存在的内生性问题之后,实证研究了在存在分析师乐观偏差情况下卖空机制的负面信息挖掘功能对企业信息披露质量的影响。研究发现:存在分析师乐观性偏差的企业,负面信息披露不足,信息披露质量相较于无分析师乐观性偏差企业更低;在存在分析师乐观偏差时,卖空机制可以促进企业负面信息披露;卖空机制还可以弥补分析师跟踪不足带来的偏差,促进企业信息披露。所以,卖空机制负面信息挖掘功能能够弥补分析师乐观偏差的缺陷,使分析师乐观偏差不至于显著影响企业信息披露质量,从而在边际上提高企业信息披露质量。但在不存在分析师乐观偏差的情况下,卖空机制并不能促进企业负面信息披露和提高企业信息披露质量。因此,整体上卖空机制起到的是弥补分析师乐观偏差的缺陷的作用。

本文的研究表明,卖空机制能弥补分析师信息中介职能的缺陷,提高企业信息披露质量,改善资本市场定价效率,因此沪深交易所应适当扩大融资融券的范围,降低融资融券交易门槛,让更多的投资者特别是卖空投资者参与进来,传递自己的企业信息,表达自己的投资观点,这对于提高资本市场效率具有重要意义。另外,企业信息披露是资本市场定价效率的基础,分析师挖掘企业信息,向市场传递企业信息,但是这些信息都是有偏的。我国证券监管部门可以进行更多的制度设计,促进企业及时准确无偏地披露信息,改变分析师的利益动机,以提升企业信息披露质量。

参考文献:

- [1] Bushman R M, Piotroski J D, SmithA J. What determines corporate transparency? [J].Journal of Accounting Research, 2004, 42 (2): 207 252
- [2] Healy P M, Palepu G K. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature [J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 31(1):405 440.
- [3] Verrecchia R E. Discretionary disclosure [J]. Journal of Accounting and Economics, 1983, 5(1):179-194.
- [4] Verrecchia R E . Essays on disclosure [J]. Journal of Accounting and Economics , 2001, 32(1), 97 180.
- [5] 伍燕然, 江婕, 谢楠, 等. 公司治理、信息披露、投资者情绪与分析师盈利预测偏差[J]. 世界经济, 2016(2):100-119.
- [6] Francis J, Philbrick D. Analysts' decisions as products of a multi-task environment [J]. Journal of Accounting Research, 1993, 31(2): 216 230.
- [7] 曹胜,朱红军.王婆贩瓜:券商自营业务与分析师乐观性[J].管理世界,2011(7):20-30.
- [8] 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 等. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. 经济研究, 2012, (7): 127-140.
- [9] Clinch G, Li W, Zhang Y. Short selling and firms' disclosure of bad news: Evidence from regulation SHO[J]. Social Science Electronic Publishing, 2016, 6(11):140 117.
- [10] 李志生,李好,马伟力,等.融资融券交易的信息治理效应[J].经济研究,2017(11):150-164
- [11] 黄俊,黄超,位豪强,等.卖空机制提高了分析师盈余预测质量吗——基于融资融券制度的经验证据[J].南开管理评论, 2018(2):135-148.
- [12] 汪宜霞,夏新平.招股说明书信息含量与新股长期市场表现的实证研究[J].中国会计评论,2004(1):43-60.
- [13] 蒋义宏. 净利润境内外审计差异的实证分析——来自中国B股上市公司年报的证据[J]. 管理世界, 2002(7): 121-125.
- [14] Healy P, Wahlen J. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting [J]. Social Science Electronic Publishing, 1999, 13(4):365 383.
- [15] De Bondt W F M, Thaler R H. Do security analysts overreact? [J]. The American Economic Review, 1990, 80(2):52 57.
- [16] Abarbanell J S, Bernard V L. Test of analysts' Overreaction/Underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior [J]. The Journal of Finance, 1992, 47(3):1181 1207.

- [17] 吴东辉, 薛祖云. 财务分析师盈利预测的投资价值: 来自深沪A股市场的证据[J]. 会计研究, 2005(8): 37-43.
- [18] 李文贵, 财务分析师盈余预测特性研究——中国A股市场的实证检验[J], 财会通讯(学术版), 2007(9); 52-55.
- [19] 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.
- [20] 李春涛, 刘贝贝, 周鹏. 卖空与信息披露: 融券准自然实验的证据[J]. 金融研究, 2017(9): 130-145.
- [21] Michaely R, Womack K L. Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations [J]. Social Science Electronic Publishing, 1999, 12(12), 653-686.
- [22] Lim T. Rationality and analysts' forecast bias [J]. The Journal of Finance, 2001, 56(1):369 385.
- [23] Jackson A R. Trade generation, reputation, and sell-side analysts[J]. The Journal of Finance, 2005, 60(2):673 717.
- [24] 李志生, 陈晨, 林秉旋. 卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据[J]. 经济研究, 2015(4):165-177.
- [25] 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.
- [26] 曾颖,陆正飞.信息披露质量与股权融资成本[J].经济研究,2006(2):69-79.
- [27] 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[J].管理世界, 2010(1): 133-141.
- [28] 罗进辉. 上市公司的信息披露质量为何摇摆不定?[J]. 投资研究, 2014(1):134-152.
- [29] 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.
- [30] 谭松涛, 甘顺利, 阚铄. 媒体报道能够降低分析师预测偏差吗?[J]. 金融研究, 2015(9): 192-206.

「责任编辑:黄 燕]

Short Selling Mechanism, Analyst Tracking and Quality of Enterprise Information Disclosure

PENG Wenping, ZHANG Shanshan

(School of Economics and Management, South China Normal University, Guangzhou 510006, China)

Abstract: Information mining by analyst tracking and short selling are important channels for investors to obtain corporate information. In the case of analysts with optimistic bias, short-selling investors focusing on negative information mining functions can make up for the lack of analyst bias, which is of great significance for improving the quality of corporate information disclosure. Based on the exogenous events of the pilot short selling implemented in 2010 in China, this paper uses DID method to empirically study the relationship between the negative information mining function of the short selling and the analyst tracking in the case of the deviation of enterprise information, and the impact on the quality of corporate information disclosure. The study finds that short selling mechanism can promote negative information disclosure, correct the impact of analyst bias, make up for the shortcomings of analyst tracking, and improve the quality of corporate information disclosure when analyst optimistic bias exists. However, when the analyst has no optimistic bias, short selling mechanism can not improve the quality of information disclosure.

Key Words: short selling mechanism; information disclosure quality; analyst tracking; optimistic bias; margin trading; voluntary disclosure