

投资者信息需求与媒体报道

——基于融资融券的准自然实验

何雁

(上海财经大学 会计学院, 上海 200433)

摘要: 财经媒体如何选择报道对象直接关系到股票定价和资源配置效率,但已有研究尚未对该问题进行讨论。文章基于2008-2018年A股上市公司分批入选融资融券标的这一准自然实验,考察了投资者信息需求改变后媒体报道的变化。研究发现,公司入选融资融券标的以后,投资者对公司的特质性信息需求显著增加,并进而引致媒体报道更多有关这些公司的新闻。这种影响既包括更多的事前挖掘,也包括更多的事后传播。进一步地,从时间维度来看,随着融资融券制度的推进,投资者信息需求对媒体报道(尤其是负面报道)的边际效应越来越小。从横截面来看,这一结果在市场化水平较高的地区和信息环境较差的公司中更为明显。最后,投资者信息需求变化带来的媒体报道能够降低股价同步性和股价崩盘风险。文章不仅有助于从投资者信息需求的视角理解媒体报道行为,而且提供了融资融券制度、影响资产定价的内在机理,对进一步优化交易制度、改善信息环境均有一定的启示意义。

关键词: 信息需求;媒体报道;融资融券;信息挖掘;信息传播

中图分类号: F230;F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2022)02-0094-14

一、引言

在资本市场改革如火如荼的大背景下,公司估值越来越依赖于投资者自身和中介机构对其信息的挖掘和使用。其中,媒体是投资者获取信息的重要来源(Bushee等, 2010; Tetlock, 2010)。已有研究表明,媒体新闻报道不仅具有信息效应,能够提高资产定价效率,而且可以起到有效的监督作用,改善公司治理水平(李培功和沈艺峰, 2010; 于忠泊等, 2011; 孔东民等, 2013)。但也有研究发现,媒体具有追求“轰动性”新闻的特点(熊艳等, 2011; Ahern和Sosyura, 2015),甚至会在经济利益的驱使下与企业合谋,传播有偏信息(Gurun和Butler, 2012; 方军雄, 2014; 才国伟等, 2015; 王木之和李丹, 2016; 薛健和汝毅, 2020)。那么,如何理解已有文献中不一致的实证发现?媒体报道行为究竟会受到何种因素的影响?是否满足了投资者的信息需求?

理论上,财经媒体的行为模式内生于其面临的激励和约束条件。正如Jensen(1979)所指出的,“新闻”从本质上来说仍没有超出“商品”的范畴,它和其他商品一样,同样是为了而且必须满足消费者的实际需求。基于这一逻辑,本文试图从投资者信息需求的视角剖析媒体生产公司

收稿日期: 2021-09-09

基金项目: 国家自然科学基金项目“我国财经媒体报道偏差的诱因及经济后果问题研究”(71572100); 国家自然科学基金项目“审计师地域关系网络专长与审计行为问题研究”(71972124); 国家自然科学基金项目“分析师关系网络与坏消息传递: 基于财务舞弊事件的实证分析”(72172078)。

作者简介: 何雁(1994—),女,广东韶关人,上海财经大学会计学院博士研究生。

特质性新闻的行为。然而,投资者的信息需求及其动态变化是很难准确测度的。2010年,我国资本市场开始分批实施融资融券制度,这为识别投资者的信息需求变化提供了难得的场景:融资交易机制和融券交易机制(卖空)这些新的交易手段提升了收集信息所带来的收益,增加了投资者对标的公司的信息需求。已有研究也表明,投资者对融资融券标的公司的交易更加频繁(肖浩和孔爱国,2014;李志生等,2015),市场中有关标的公司的信息更多(李志生等,2017)。可见,以公司入选融资融券标的作为投资者信息需求的度量指标在逻辑上和实践上均具有合理性。

具体而言,本文借助融资融券制度分批实施的准自然实验来捕获投资者对标的公司信息需求的变化,进而研究信息需求增加如何影响媒体的报道行为。本文发现,投资者对公司特质性信息需求的增加会显著提升媒体对该公司的新闻报道数量(包括正面和负面新闻)。本文还发现,媒体为了回应投资者信息需求的变化,既增加了对标的公司信息的事前挖掘,又增加了事后传播。进一步地,从时间维度来看,融资融券制度对媒体报道(尤其是负面报道)的边际效应随着时间的推进而逐渐减小。从横截面来看,两者的关系在市场化水平较高的地区和信息环境较差的公司中更为明显。最后,投资者信息需求导致的媒体报道能够降低股价同步性和股价崩盘风险,提高资本市场定价效率。在使用匹配样本、检验平行趋势、随机模拟以及其他稳健性检验后,上述结论依然成立。

本文的理论贡献主要体现为以下几方面:首先,本文从需求视角推进了财经媒体相关的研究。已有研究主要考察财经媒体报道的经济后果(Bushee等,2010;李培功和沈艺峰,2010;Tetlock,2010;于忠泊等,2011;孔东民等,2013;Ahern和Sosyura,2015),但较少有文献研究需求因素如何影响媒体对新闻对象和内容的选择。近年来,Bonsall IV等(2020)发现,当市场的不确定性较高时,媒体会增加对公司盈余公告的报道,从而降低公司与投资者之间的信息不对称。但该文关注的是市场整体的不确定性,本文则直接研究投资者对特定公司信息需求的增加如何影响媒体报道行为,并发现投资者信息需求对媒体报道的影响不仅体现为增加了后者的信息传播,还体现在信息挖掘方面。其次,本文推进了投资者信息需求相关的研究。投资者信息需求是分析投资者与公司行为的基础,已有文献尝试使用投资者在搜索引擎(如百度、谷歌)中检索某一公司或某类事件的次数来度量其信息需求(Drake等,2012),但这一指标存在较大的内生性问题和选择性偏差。本文则基于融资融券制度的渐进实施设计双重差分模型来研究投资者信息需求变化对媒体报道的影响,可以较好地排除遗漏变量等因素的干扰。最后,从投资者信息需求变化的角度来分析和评估融资融券制度,探究该制度如何激发投资者信息需求并进而影响其他资本市场参与者的行为,有助于深刻理解该制度发挥作用的内在机理。截至目前,融资融券制度对资产定价、信息环境、公司治理等的影响已经得到了充分讨论(李志生等,2015,2017;褚剑和方军雄,2016;权小锋和尹洪英,2017;褚剑等,2019)。本文的研究表明,融资融券制度推出以后,投资者针对标的公司股票可以开展更加丰富的交易策略,这些新的交易渠道会导致投资者对标的公司信息需求的大幅增加,进而影响信息中介的行为(如财经媒体)。

此外,随着信息技术的不断发展,财经媒体在资本市场中的作用愈加凸显。本文的研究表明,投资者的信息需求是影响媒体选择报道对象和报道内容的重要因素,而且,这些投资者需求引致的媒体报道还进一步降低了公司的股价同步性和崩盘风险。可见,优化交易制度、充分释放投资者的信息需求,是引导媒体提供高质量信息的一种有效方式。而随着融资融券制度的逐渐扩容,特别是融资交易已经在事实上占据主导地位的情况下,投资者的信息需求也更多地体现为好消息,由此导致媒体报道的负面消息不足,因此需要进一步优化融资融券交易制度,防止乐观偏差带来的系统性风险。

余下内容的结构安排如下:第二部分,基于我国制度背景和文献进展进行理论分析,进而提出有待检验的研究假说;第三部分,介绍本文的实证研究设计;第四部分,对本文的实证结果进行分析和讨论;第五部分是进一步研究,包括动态分析、横截面分析、经济后果分析以及稳健性检验;最后是结论与启示。

二、理论分析与研究假说

在资本市场中,投资者的交易行为依赖于其所掌握的信息(Drake等,2012)。当市场缺乏融资、融券等交易机制时,投资者的交易渠道就会受到明显限制,由此导致的后果是:一方面,投资者常见的获利方式是通过挖掘公司好消息提前买入股票,但由于投资者无法借助资金的杠杆效应而只能使用自有资金(褚剑等,2019),因而对其掌握的公司好消息利用程度有限;另一方面,除了已经持有该公司股票的少数投资者可以利用公司坏消息获利(在得到坏消息后提前卖出)外,大量的其他投资者(包括潜在投资者)实际上都无法使用公司坏消息,因此收集这类信息的动机也较弱(孟庆斌等,2018)。所以,总体而言,投资者对公司的特质性信息特别是负面信息的需求较低。

而融资融券制度的实施,给投资者带来了更加丰富的交易手段。已有研究表明,投资者对融资融券标的公司的交易活跃程度显著高于非标的公司(肖浩和孔爱国,2014;李志生等,2015)。例如,李志生等(2015)发现,融资融券制度推出以后,标的公司的股票流动性显著增加。这些新的交易渠道具有信息治理效应,可以在很大程度上改变我国投资者的信息需求(李志生等,2017)。一方面,融资机制有助于投资者通过杠杆效应扩大购入股票的规模,摆脱自我资金上的财务约束,从而更加充分地利用其掌握的好消息来获利(李志生等,2015;褚剑和方军雄,2016;褚剑等,2019)。换言之,在成本不变的前提下,公司好信息带来的收益将会成倍提升。因此,投资者对公司好信息的需求会大大增加。另一方面,在融券(卖空)机制下,投资者能够利用其掌握的坏消息融券卖出股票,然后低价购回股票还券获利。可见,融券交易机制让投资者掌握的坏消息从几乎毫无收益变得有利可图,因此对公司坏消息的需求也会明显提升(李志生等,2017)。为了充分利用这些新增的交易手段,投资者往往会倾注更多的资金和精力收集标的公司的有关信息。已有研究发现,卖空交易者对市场提供了大量的有用信息,特别是对负面信息进行挖掘,从而降低了股价崩盘风险(孟庆斌等,2018)。

虽然融资交易的杠杆效应和融券交易的卖空机制在各自的运行机理上差异很大,但两者对投资者的信息需求影响却是同方向的:都是通过拓宽投资者的交易渠道,进而增加投资者对标的公司的特质性信息需求。需要说明的是,由于公司在被融资或者融券时,股价很可能会出现大幅波动(李志生等,2017),其他投资者和潜在投资者等其他利益相关者都会密切关注公司,因此,公司特质性信息的需求者并不局限于正在或准备从事融资、融券交易的投资者,而是一个非常庞大的群体。基于上述分析,本文提出第一个研究假说:

H1: 给定其他条件不变,公司成为融资融券标的以后,投资者对公司的特质性信息需求增加。

那么,投资者信息需求的增加会如何影响媒体的新闻报道呢?Jensen(1979)较早地从理论上分析了媒体的新闻生产行为。他指出,新闻虽然在形式、时效性等方面存在一些独特之处,但本质上仍然是一种“商品”,因此可以基于经济学的需求—供给框架进行分析。具体而言,新闻的消费者主要是普通大众,其需求是通过新闻获得消遣。在这种情况下,媒体作为新闻的生产者,提供的内容就必须简单明了且具有趣味性,以尽可能满足消费者的需求,否则将很难在激烈的市场竞争中生存。与娱乐新闻不同的是,财经新闻的消费者主要是资本市场中的投资

者, 他们的需求是希望借助财经新闻提供的信息来优化自身的投资决策而非仅仅娱乐 (Bushee等, 2010)。尽管如此, Jensen (1979)的分析逻辑仍然适用于资本市场中的财经媒体: 财经媒体作为上市公司新闻的生产者, 只有及时给投资者提供他们所需要的信息, 且该信息必须具有参考价值才能获得市场的认可。这一点已经得到了大量实证研究的验证 (Gentzkow和Shapiro, 2010)。Bonsall IV等 (2020)就发现, 在市场不确定性较高的情况下, 媒体关于盈余公告的报告更多, 市场反应更大。金宇超等 (2018)的研究则表明, 提供虚假信息的媒体在后续发布新闻时, 市场反应更弱。

随着融资融券制度的推出, 投资者的交易限制被逐渐放松, 交易手段变得更加丰富 (公司可被融资或融券), 投资者对标的公司的特质性信息需求也随之增加。媒体作为信息中介, 也会根据投资者信息需求的变化做出相应的行为调整 (Bonsall IV等, 2020)。一方面, 投资者信息需求的增加会导致卖空交易者、公司管理层和财务分析师都更加积极主动地提供信息给投资者。比如, 孟庆斌等 (2018)发现, 卖空交易者通过提升公司信息透明度降低了股价崩盘风险, 主要体现为在牛市中卖空交易很好地起到了负面信息挖掘的作用。李志生等 (2017)发现, 融资融券实施以后, 管理层进行了更多的自愿性信息披露和坏消息的披露, 提高了业绩预告的及时性和准确性。他们还发现, 财务分析师对目标公司的盈利预测偏差和分歧度也会降低。褚剑等 (2019)的研究则表明, 融资融券制度导致分析师发布更多乐观性的盈利预测, 而分析师的这种乐观偏差正是来源于火热的融资交易。对媒体而言, 这些来源的信息都可以为媒体提供比以往更为丰富的信息和新闻素材, 增加新闻报道数量, 同时大大降低媒体的信息收集和信处理成本, 便于二次扩散。另一方面, 融资融券引致的投资者信息需求增加也会促进媒体更加积极主动地收集信息。这是因为融资融券制度为投资者利用标的公司的重大短期事件 (如财务违规、盈余公告、产品质量问题) 获利提供了机会。这些具有轰动性的重大事件也往往是媒体的关注点和卖点 (熊艳等, 2011)。通过满足投资者的信息需求, 媒体可以获得的收益是显而易见的, 这些收益包括但不限于: 投资者直接付费购买媒体发行的刊物或产品, 用户增加可以进一步吸引更多的广告主以及良好的市场声誉。当然, 公司广告是媒体经济来源的重要部分, 媒体此时依然可以选择与企业合谋 (特别是在公司存在坏消息时), 进行有偿沉默, 而不是满足投资者对标的公司的信息需求 (方军雄, 2014; 才国伟等, 2015; 王木之和李丹, 2016; 薛健和汝毅, 2020)。但是, 这些业务从根本上依然取决于媒体是否拥有大量的读者, 读者较少的媒体实际上很难吸引公司投放广告或开展商业合作。特别是存在卖空交易者威慑和监督的情况下, 这些违法违规行为很容易被发现 (孟庆斌等, 2019), 对媒体而言不是明智的选择。

因此预期, 当投资者对特定公司的信息需求增加以后, 媒体出于经济利益最大化的理性考虑, 会及时改变自身的报道策略, 换言之, 媒体会根据投资者的信息需求挑选报道对象和报道内容。基于上述分析, 本文提出第二个和第三个研究假说:

H2: 给定其他条件不变, 投资者的信息需求提升以后, 媒体对该公司的新闻报道数量显著增加。

H3: 给定其他条件不变, 投资者的信息需求提升以后, 媒体的信息挖掘和信息传播都会显著增加。

三、实证研究设计

(一) 模型设定

为了识别融资融券制度实施以后, 对投资者信息需求变化以及媒体报道行为的影响, 本文参考权小锋和尹洪英 (2017)、李志生等 (2017)、褚剑等 (2019)、孟庆斌等 (2019)的做法, 基于面

板数据设定双重差分模型,具体如下:

$$Consequences_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 List_i + \alpha_2 ListPost_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在该模型中,下标*i*表示公司,*t*表示年度。视具体的研究假说,被解释变量主要包括以下几组:(1)假说H1对应的投资者信息需求,使用网络搜索指数度量(Drake等,2012),分别为投资者*t*年根据股票代码在网络上检索*i*公司股票代码的次数加1取对数,记为*SVI_Code*;投资者*t*年根据股票代码、公司简称以及公司全称在网络上检索*i*公司的次数加1取对数,记为*SVI_All*。(2)假说H2对应的新闻报道数量,参考已有文献,使用纸质媒体的报道数量度量(黄俊和郭照蕊,2014;游家兴等,2018;Ru等,2020),分别为*t*年内纸质媒体对公司*i*的新闻报道数量加1后取对数,记为*MediaCoverage_Total*; *t*年内纸质媒体对公司*i*的正面新闻数量加1后取对数,记为*MediaCoverage_Pos*; *t*年内纸质媒体对公司*i*的负面新闻数量加1然后取对数*MediaCoverage_Neg*。(3)假说H3中的媒体信息挖掘行为使用*t*年内纸质媒体对公司*i*的全部(或正面、负面)原创性新闻报道数量加1后取对数度量,记为*MediaCoverage_Total_Ori* (*MediaCoverage_Pos_Ori*, *MediaCoverage_Neg_Ori*);媒体信息传播行为使用*t*年内纸质媒体对公司*i*的全部(或正面、负面)转载性新闻报道数量加1后取对数进行度量,记为*MediaCoverage_Total_Rep* (*MediaCoverage_Pos_Rep*, *MediaCoverage_Neg_Rep*)。其中,正面和负面新闻,以及原创性报道和转载性报道的区分依据均来自数行者报刊舆情数据库,具体计算方法参考Piotroski等(2017)。

模型中的核心解释变量是投资者对公司特质性信息的需求及其变化,本文使用公司股票是否处于入选融资融券标的之后来度量。融资融券制度的实施为投资者提供了融资、融券等新的交易渠道,而股票交易必然依赖于大量有用的信息,因此,融资融券制度会提升投资者对标的公司的特质性信息需求。具体地,定义*List*,当公司在样本期间内入选融资融券标的,取值为1,否则为0;定义*ListPost*,当公司入选融资融券标的且观测时间处于入选以后,取值为1,否则为0。在该模型中,*ListPost*的系数 α_2 实际上度量了剔除其他混杂因素后融资融券的净效应。

在控制变量方面,综合Bonsall IV等(2020)以及Bushee等(2010)的研究,包括:公司市值的自然对数*LnMV*,财务杠杆*Leverage*,资产收益率*ROA*,年度股票回报波动率*Volatility*,账面市值比*MB*,上市年限*Age*,产权性质*SOE*,第一大股东持股比例*Share1*,独立董事人数*Dependant*,公司员工数量*Employee*,机构投资者持股比例*InstHold*,分析师关注人数*LnAnalyst*。此外模型还控制了年度固定效应*Year*和行业固定效应*Industry*; $\varepsilon_{i,t}$ 为模型(1)的随机扰动项。以上变量的定义和具体计算方法见表1。

(二) 样本选取

本文使用全部A股上市公司作为初始研究样本,考虑到融资融券制度始于2010年,且需要保证前后均有一定时间的观测窗口期,因此样本期间定为2008—2018年。本文剔除金融保险行业、ST、*ST、所需数据缺失以及反复进入退出融资融券名单的少数样本,最终得到24 333个公司—年度观测值。投资者网络搜索数据来自于中国研究数据服务平台(CNRDS),纸质媒体报道数据来自数行者报刊新闻量化舆情数据库,财务数据来源于CSMAR数据库。本文对公司层面的连续变量1%—99%之外的极端值进行了缩尾处理。

表2展示了主要变量的描述性统计。可以看出,在样本区间内,平均每家公司每一年被投资者网络搜索股票代码(股票代码、公司简称以及公司全称)的次数为9.191(9.873)。平均每家公司每一年被媒体报道的新闻数量*MediaCoverage_Total*为4.536(对应原始数据约为93篇),最小值最大值分别为1.792、7.554,不同公司被媒体关注的程度存在较大差异。媒体正面报道*MediaCoverage_Pos*均值为4.154,媒体负面报道*MediaCoverage_Neg*均值为3.276,公司被媒体正

表1 变量定义

变量符号	变量定义与计算方法
<i>SVI_Code</i>	投资者根据股票代码在网上检索公司股票代码的次数,加1取对数
<i>SVI_All</i>	投资者根据股票代码在网上检索公司股票代码、公司简称以及公司全称的次数,加1取对数
<i>MediaCoverage_Total</i>	该公司当年被纸质媒体报道的全部新闻数量,加1取对数
<i>MediaCoverage_Pos</i>	该公司当年被纸质媒体报道的正面新闻数量,加1取对数
<i>MediaCoverage_Neg</i>	该公司当年被纸质媒体报道的负面新闻数量,加1取对数
<i>MediaCoverage_Total_Ori</i>	该公司当年被纸质媒体报道的全部原创性新闻数量,加1取对数
<i>MediaCoverage_Pos_Ori</i>	该公司当年被纸质媒体报道的正面原创性新闻数量,加1取对数
<i>MediaCoverage_Neg_Ori</i>	该公司当年被纸质媒体报道的负面原创性新闻数量,加1取对数
<i>MediaCoverage_Total_Rep</i>	该公司当年被纸质媒体报道的全部转载性新闻数量,加1取对数
<i>MediaCoverage_Pos_Rep</i>	该公司当年被纸质媒体报道的正面转载性新闻数量,加1取对数
<i>MediaCoverage_Neg_Rep</i>	该公司当年被纸质媒体报道的负面转载性新闻数量,加1取对数
<i>List</i>	融资融券标的虚拟变量,当公司入选融资融券标的的名单时,取值为1,否则为0
<i>ListPost</i>	投资者信息需求变化,如果公司入选成为融资融券标的且观测时间处于入选以后,取值为1,否则为0
<i>LnMV</i>	公司规模,市值的自然对数
<i>Leverage</i>	财务杠杆,总负债/总资产
<i>ROA</i>	盈利能力,净利润/总资产
<i>Volatility</i>	股票回报波动率,一年内股票周收益率的标准差
<i>MB</i>	市值账面比,总资产与市场价值的比值
<i>Age</i>	上市年限,首发上市至当年加1的自然对数
<i>SOE</i>	产权性质,当实际控制人性质为国有时取值为1,否则为0
<i>Share1</i>	第一大股东持股比例
<i>Dependant</i>	独立董事人数,加1取对数
<i>Employee</i>	公司年末员工人数,加1取对数
<i>InstHold</i>	机构投资者持股比例
<i>LnAnalyst</i>	分析师关注人数,加1取对数

表2 主要变量的描述性统计

变量符号	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>SVI_Code</i>	24333	9.191	5.039	0.000	11.654	15.179
<i>SVI_All</i>	24333	9.873	5.419	0.000	12.504	17.197
<i>MediaCoverage_Total</i>	24333	4.536	1.128	1.792	4.522	7.554
<i>MediaCoverage_Pos</i>	24333	4.154	1.166	1.386	4.143	7.230
<i>MediaCoverage_Neg</i>	24333	3.276	1.161	0.693	3.296	6.347
<i>MediaCoverage_Total_Ori</i>	24333	3.114	1.185	0.452	3.096	6.442
<i>MediaCoverage_Pos_Ori</i>	24333	2.744	1.200	0.046	2.710	6.120
<i>MediaCoverage_Neg_Ori</i>	24333	1.916	1.161	0.000	1.855	5.195
<i>MediaCoverage_Total_Rep</i>	24333	4.259	1.113	1.606	4.254	7.202
<i>MediaCoverage_Pos_Rep</i>	24333	3.882	1.151	1.116	3.880	6.870
<i>MediaCoverage_Neg_Rep</i>	24333	3.015	1.133	0.188	3.028	5.965
<i>List</i>	24333	0.403	0.490	0.000	0.000	1.000
<i>ListPost</i>	24333	0.213	0.410	0.000	0.000	1.000

面报道的新闻数量整体上多于媒体负面报道。媒体原创性报道 $MediaCoverage_Total_Ori$ 均值为3.114, 媒体转载性报道 $MediaCoverage_Total_Rep$ 均值为4.259, 后者较多。 $ListPost$ 均值为0.213, 表明约有21%的样本公司进入了融资融券标的的名单且时间位于进入名单之后。其他控制变量与已有文献基本一致, 不再赘述。

四、实证结果分析

(一) 融资融券标的与投资者信息需求:
假说H1

首先考察公司成为融资融券标的后, 是否的确提升了投资者对该公司股票的特质性信息需求。从表3的结果来看, 无论使用哪个指标作为被解释变量, 核心解释变量 $ListPost$ 的回归系数均在1%的水平上显著为正, 说明融资融券开通以后, 投资者会更频繁地在网络上搜寻关于该公司的信息, 即对融资融券标的公司的特质性信息需求增加, 假说H1得到验证。就经济含义来看, 相比于其他公司而言, 公司进入融资融券标的的以后, 投资者的信息需求增加幅度较大, 搜索次数平均增加了50%左右。

(二) 投资者信息需求与媒体报道数量:
假说H2

表4汇报了投资者对公司特质性信息需求的增加如何影响媒体报道数量。从列(1)可以看到, 被解释变量为媒体报道总量 $MediaCoverage_Total$ 时, 核心解释变量 $ListPost$ 的回归系数为0.104, 在1%的水平上显著。这说明, 在资本市场中, 随着投资者对公司特质性信息需求的增加, 媒体对该公司的新闻报道数量也会随之提升, 以满足投资者的需求。进一步地区分媒体正面和负面新闻报道, 如列(2)和列(3)所示, $ListPost$ 的回归系数均显著为正, 这与前文的分析一致, 即公司入选标的后, 由于融资和融券交易是同时进行的, 因此媒体报道的正面新闻和负面新闻均会增加。该结果与前文的分析也是一致的, 即融资融券交易扩展了投资者的交易渠道, 增加了投资者对标的公司的特质性信息需求, 进而引起媒体更多的报道, 支持了研究假说H2。就经济含义而言, 相比于其他公司, 公司成为融资融券标的的以后, 媒体报道平均增加

表3 融资融券标的与投资者信息需求

变量	SVI_Code	SVI_All
	(1)	(2)
$List$	-0.035 (-0.56)	-0.044 (-0.64)
$ListPost$	0.480*** (9.83)	0.589*** (10.91)
$LnMV$	0.426*** (8.39)	0.472*** (8.50)
$Leverage$	-1.095*** (-6.73)	-1.222*** (-6.91)
ROA	-3.629*** (-8.86)	-3.745*** (-8.37)
$Volatility$	0.133 (0.36)	-0.006 (-0.02)
MB	-0.001 (-0.03)	0.010 (0.43)
Age	1.175*** (21.16)	1.199*** (19.66)
SOE	0.007 (0.04)	0.061 (0.34)
$Share1$	-0.055 (-0.35)	-0.096 (-0.55)
$Dependant$	-0.038 (-1.28)	0.004 (0.12)
$Employee$	-1.058*** (-3.12)	-0.918** (-2.45)
$InstHold$	0.060** (2.31)	0.090*** (3.18)
$LnAnalyst$	-0.330*** (-5.44)	-0.355*** (-5.35)
$Constant$	-10.085*** (-10.67)	-11.367*** (-10.96)
$Year \& Industry$	YES	YES
N	24333	24333
Adj-R ²	0.801	0.794
F	4359.487	4138.982

注: 括号内为T值, *, **, *** 分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下通过检验。以上结果均在公司层面进行聚类, 并采用异方差稳健标准误估计。下同。

表4 投资者信息需求与媒体报道数量

变量	<i>MediaCoverage_Total</i>	<i>MediaCoverage_Pos</i>	<i>MediaCoverage_Neg</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>List</i>	0.042 (1.62)	0.054** (2.03)	0.026 (0.95)
<i>ListPost</i>	0.104*** (4.83)	0.087*** (4.03)	0.100*** (4.01)
<i>LnMV</i>	0.497*** (30.03)	0.502*** (30.20)	0.479*** (26.63)
<i>Leverage</i>	-0.188*** (-3.58)	-0.222*** (-4.15)	-0.149*** (-2.61)
<i>ROA</i>	-0.413*** (-3.26)	0.388*** (3.07)	-1.811*** (-12.49)
<i>Volatility</i>	3.738*** (35.10)	3.540*** (32.75)	4.123*** (34.37)
<i>MB</i>	0.069*** (10.27)	0.052*** (7.84)	0.085*** (11.44)
<i>Age</i>	-0.049*** (-3.23)	-0.042*** (-2.68)	-0.077*** (-4.97)
<i>SOE</i>	-0.032 (-1.41)	0.018 (0.78)	-0.136*** (-5.83)
<i>Share1</i>	-0.217*** (-3.56)	-0.192*** (-3.08)	-0.242*** (-3.61)
<i>Dependant</i>	0.060 (1.12)	0.063 (1.17)	0.064 (1.13)
<i>Employee</i>	0.034*** (2.92)	0.044*** (3.77)	0.011 (0.93)
<i>InstHold</i>	0.151 (1.27)	0.326*** (2.72)	-0.259* (-1.96)
<i>LnAnalyst</i>	0.133*** (16.26)	0.178*** (21.26)	0.040*** (4.57)
<i>Constant</i>	-6.167*** (-20.54)	-6.827*** (-22.66)	-6.618*** (-20.07)
<i>Year & Industry</i>	YES	YES	YES
	24333	24333	24333
Adj-R ²	0.654	0.663	0.568
F	630.675	626.486	498.999

10.4%左右,其中,正面报道增加约为8.7%,负面报道约为10%。

(三) 投资者信息需求与媒体报道行为:假说H3

媒体报道数量的增加既有可能是融资融券制度实施以后,标的公司的自愿性信息披露增加或者卖空交易者释放的信息增加,为媒体提供了更多的信息转载来源,也有可能是媒体为了满足投资者信息需求而进行了更多深度的信息挖掘。为了对此进行区分,首先,本文将新闻区分为原创性报道和转载性报道,然后分别使用原创性报道(*MediaCoverage_Total_Ori*,

*MediaCoverage_Pos_Ori*和*MediaCoverage_Neg_Ori*)和转载性报道(*MediaCoverage_Total_Rep*, *MediaCoverage_Pos_Rep*和*MediaCoverage_Neg_Rep*)作为被解释变量。如表5所示,除第(5)列外,核心变量*ListPost*的系数均显著为正,这些结果表明,融资融券制度实施以后,媒体报道增加,一方面是因为市场中有更多的增量信息可以转载、分析,另一方面是因为媒体进行了更多的信息挖掘。

表5 投资者信息需求与媒体报道行为

变量	原创性报道			转载性报道		
	<i>MediaCoverage_Total_Ori</i>	<i>MediaCoverage_Pos_Ori</i>	<i>MediaCoverage_Neg_Ori</i>	<i>MediaCoverage_Total_Rep</i>	<i>MediaCoverage_Pos_Rep</i>	<i>MediaCoverage_Neg_Rep</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>List</i>	0.029 (1.13)	0.040 (1.50)	0.019 (0.70)	0.030 (0.97)	0.053* (1.71)	0.007 (0.21)
<i>ListPost</i>	0.113*** (5.34)	0.103*** (4.78)	0.096*** (4.03)	0.085*** (3.21)	0.042 (1.64)	0.077** (2.58)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	24333	24333	24333	24333	24333	24333
<i>Adj-R²</i>	0.664	0.663	0.590	0.572	0.596	0.429
<i>F</i>	575.527	550.576	488.837	410.767	436.517	262.217

接下来,本文选择公司违规事件作为切入点,观测事件冲击下的投资者信息需求变化如何改变媒体报道行为。具体事件的时间节点较为明确,可以利用事件前后的报道差异,进一步区分媒体的信息挖掘功能和信息解读功能。如果媒体在公司事件公告日之前发布较多的新闻,则可以认为媒体进行了信息挖掘,为投资者提供了尚未公开的私有信息。如果媒体在公司事件公告日之后发布较多的新闻,则说明该媒体主要是对事件进行信息解读。

从表6可以看到,投资者信息需求增加后(即公司成为融资融券标的后),无论是在违规事件公告日前10天,还是事件公告日后10天,媒体负面报道数量*MediaCoverage_Neg[-10,-1]*(*MediaCoverage_Neg[+1,+10]*)均显著增加。可见,融资融券制度实施以后,媒体会对投资者关注的公司事件进行更多的报道,而且,媒体不仅会对这些公司事件进行更多的信息传播(事件发生后新闻报道数量显著增加),还会对这些公司事件进行更多的信息挖掘(事件发生前新闻报道数量显著增加)。作为对照,本文还检验了违规事件公告日前(后)10天媒体正面报道的数量*MediaCoverage_Pos[-10,-1]*(*MediaCoverage_Pos[+1,+10]*),结果没有显著变化。原因在于,本文选取的公司违规事件是典型的坏消息,因此媒体语调也是负面而非正面的,这也再一次说明,本文的结果确实是由投资者信息需求驱动的,而非其他因素。

五、进一步研究

(一) 投资者信息需求与媒体报道: 动态分析

我国的融资融券制度是逐步实施的,自2010年3月开始试点以来,历经多次扩容。前文只是在总体上反映出公司入选融资融券标的后,媒体对这些公司有更多的报道,但无法展现该项制度实施前后的动态变化。本节进一步根据入选批次进行分阶段回归^①。回归结果表明,随着融

^①限于篇幅,本部分表格未能在此列示,如果读者需要,可向作者索取。

表6 基于公司违规事件的检验

变量	负面报道		正面报道	
	违规公告前 <i>MediaCoverage_Neg</i> [-10,-1]	违规公告后 <i>MediaCoverage_Neg</i> [+1,+10]	违规公告前 <i>MediaCoverage_Pos</i> [-10,-1]	违规公告后 <i>MediaCoverage_Pos</i> [+1,+10]
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>List</i>	-0.009 (-0.232)	-0.072* (-1.738)	-0.002 (-0.059)	0.001 (0.020)
<i>ListPost</i>	0.077* (1.736)	0.152*** (3.051)	0.009 (0.240)	0.012 (0.321)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year & Industry</i>	YES	YES	YES	YES
N	3881	3881	3881	3881
Adj-R ²	0.040	0.084	0.135	0.132
F	2.767	5.122	6.668	5.806

资融券制度的推进,其对媒体报道的边际效应越来越小直至不再显著。其中,大约从第四个批次开始,入选标的的媒体正面报道数量仍然增加,但与此同时,对媒体负面报道数量的影响不再显著。这与已有研究是一致的,比如,褚剑和方军雄(2016)、褚剑等(2019)等都发现,资融券制度实施以后,由于融资规模的增长速度远远大于融券规模,由此导致投资者存在乐观偏差,对正面信息的需求也更高。

(二) 投资者信息需求与媒体报道:横截面分析

媒体对不同地区、不同企业的关注程度不同,因此在入选资融券标的后,媒体的变化也是不同的。首先,在地区层面,市场化进程是影响投资者信息需求与媒体新闻报道的重要外部环境。这是因为,一方面,市场化水平高的地区,股票市场的交易也更活跃,投资者的信息需求体现得就越明显;另一方面,媒体作为一种信息中介,主要是以提供公开信息为主,较好的市场环境才能让媒体有机会充分地收集、整理和传播信息。因此,本节在模型(1)的基础上,引入地区市场化进程指数(王小鲁等,2021)与核心变量的交乘项。回归结果如表7所示,市场化指数越高,资融券引致的市场需求对媒体报道的影响就越大,与预期一致。

其次,在企业层面,如果投资者对公司特质性信息的需求确实引起了媒体有针对性的报道,可以预期,对那些信息环境较差的公司而言,由于投资者缺少充分的公开信息,对媒体的依赖就会更强,媒体满足投资者信息需求的收益也会更高。参考Li等(2020)的做法,使用分析师对公司预测的分歧度度量公司信息环境。具体而言,首先保留所有跟踪该公司的分析师针对同一公司同一年度业绩发布前的最后一次盈利预测,然后计算标准差,最后定义虚拟变量 IE ,当分析师预测分歧度高于年度中位数时,取值为1,即信息环境较差,否则为0。在模型(1)的基础上,将分析师预测分歧度 IE 与核心变量 $ListPost$ 交乘后放到模型中回归。如表8所示,无论是将媒体报道数量 $MediaCoverage_Total$ 以及媒体正面报道 $MediaCoverage_Pos$,还是媒体负面报道数量 $MediaCoverage_Neg$ 作为被解释变量,交乘项 $ListPost \times IE$ 的系数均显著为正。这说明,公司信息环境越差,投资者信息需求对媒体报道的影响就越强。换言之,当公司信息环境较差时,媒体报道是满足投资者信息需求的重要补充机制。

(三) 经济后果检验:股票定价效率

接下来,进一步探讨投资者信息需求变化所引致的媒体报道增加会如何影响公司股票定价效率。本文预期,如果媒体可以及时满足投资者的信息需求,进行更多的事前信息挖掘和事

表 7 地区市场化进程的影响

变量	<i>MediaCoverage_Total</i>	<i>MediaCoverage_Pos</i>	<i>MediaCoverage_Neg</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>ListPost</i>	-0.175** (-2.17)	-0.241*** (-2.94)	-0.009 (-0.17)
<i>Marketindex</i>	-0.006 (-1.12)	-0.004 (-0.66)	-0.012*** (-3.63)
<i>ListPost</i> × <i>Marketindex</i>	0.034*** (3.52)	0.040*** (4.07)	0.014** (2.14)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
<i>Year & Industry</i>	YES	YES	YES
N	12316	12316	12316
Adj-R ²	0.666	0.656	0.621
F	318.114	287.851	308.414

表 8 公司信息环境的影响

变量	<i>MediaCoverage_Total</i>	<i>MediaCoverage_Pos</i>	<i>MediaCoverage_Neg</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>ListPost</i>	0.054* (1.65)	0.054 (1.62)	0.022 (0.61)
<i>IE</i>	0.196*** (4.36)	0.175*** (4.11)	0.263*** (4.44)
<i>ListPost</i> × <i>IE</i>	0.075** (2.25)	0.062* (1.81)	0.115*** (3.18)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
<i>Year & Industry</i>	YES	YES	YES
N	12316	12316	12316
Adj-R ²	0.666	0.656	0.621
F	318.114	287.851	308.414

后信息传播,可以让投资者拥有更多公司的特质性信息,提升股票定价效率。具体而言,度量股票定价效率的变量包括两个:其一,股价同步性指标,参考现有文献(Morck等,2000;李增泉等,2011;黄俊和郭照蕊,2014)的做法,对公司个股周收益率的方差进行分解,市场收益率方差及行业收益率方差的解释力越大,股票的定价效率越低。由于计算方法的细微差异,本文得到两个股价同步性的指标,记为SYN1, SYN2。其二,股价崩盘风险,本文主要借鉴Kim等(2011)和许年行等(2012)的度量方法。首先,利用公司个股周收益数据以及市场平均收益率数据计算出公司特有收益。其次,根据公司股票的交易周数分别计算出公司股票的负收益偏态系数和收益上下波动率,作为本文股价崩盘风险的两个测度指标,记为Crash1和Crash2。

表9汇报了相应的回归结果,被解释变量分别为下一期股价同步性和下一期股价崩盘风险,核心解释变量为投资者信息需求变化与媒体报道的交乘项*ListPost*×*MediaCoverage*。从列(1)至列(4)可以看到,交乘项*ListPost*×*MediaCoverage*的回归系数均至少在5%水平上显著为负,说明在资本市场中,媒体及时回应投资者信息需求能够显著降低公司的股价同步性,而且能够显著降低公司的股价崩盘风险。可见,如果媒体能够满足投资者的信息需求,挖掘和传播

更多的公司特质性信息,将有利于提高股票定价效率。

表9 经济后果检验:股票定价效率

变量	股价同步性		股价崩盘风险	
	$SYN1_{t+1}$	$SYN2_{t+1}$	$Crash1_{t+1}$	$Crash2_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ListPost</i>	0.517*** (5.270)	0.271*** (3.498)	0.108 (1.602)	0.125*** (2.900)
<i>MediaCoverage</i>	0.034** (2.334)	0.007 (0.698)	0.017* (1.872)	0.014** (2.368)
<i>ListPost</i> × <i>MediaCoverage</i>	-0.059*** (-3.097)	-0.035** (-2.248)	-0.032** (-2.440)	-0.030*** (-3.588)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	<i>Controls</i>
<i>Year & Industry</i>	YES	YES	YES	YES
N	19373	19373	19373	19373
Adj-R ²	0.278	0.242	0.067	0.074
F	152.234	152.659	32.333	35.455

(四) 稳健性检验

为了保证本文实证结果的稳健可靠,进一步从平行趋势、遗漏变量等多方面进行稳健性测试,具体内容如下^①:首先,考虑到入选融资融券标的的公司与没有入选融资融券标的的公司可能在事前就存在差异,本文采用倾向得分匹配法(PSM),为实验组(标的公司)挑选出更加可比的对照组(非标的公司)。具体而言,选择前文涉及的控制变量,然后按照融资融券各批次的时间逐年进行Logit回归,得到每家公司的倾向得分,逐年为实验组1:1无放回挑选得分最近邻的对照组。使用匹配后的子样本重新进行回归分析,解释变量*ListPost*的回归系数仍然至少在5%的水平上显著,与基本回归结果一致。其次,本文使用双重差分模型识别投资者信息需求变化与媒体报道的因果关系,但是该方法的运用需保证处理组和控制组在政策实施之前必须具有相同的趋势。为此,本文分别基于全样本和匹配后样本进行平行趋势检验。结果表明,和入选当年相比,在入选融资融券标的之前,投资者的信息需求没有显著差异或低于入选当年,都没有显著高于入选当年。再次,本文采用安慰剂检验以排除可能存在的遗漏变量问题。具体而言,本文在保证解释变量数据分布不变的情况下,随机改变融资融券标的的公司名单和入选时间,即使用虚构的融资融券标的的名单与进入时间(*List*和*ListPost*)重新进行回归。重复上述模拟过程500次,可以得到核心变量*ListPost*的系数以及对应T值的分布。基于多次模拟的安慰剂检验结果表明,虚构的解释变量*ListPost*回归系数对应的T值较小,均值差异性检验表明,T值的平均值显著小于临界值,表明不存在重要的遗漏变量干扰本文的实证结果。最后,本文还进行了一些其他稳健性检验。比如,投资者信息需求与媒体报道数量可能与公司所在地的资本市场发展水平、市场化程度、媒体发展程度等息息相关,因而在模型中加入省份市场化进程指数并控制省份固定效应,以尽可能缓解地区因素的影响,结果没有明显变化。

六、结论与启示

作为资本市场中举足轻重的信息中介,财经媒体是否根据投资者的信息需求变化来选择

^①限于篇幅,部分表格图片没有全部列示,如果读者需要,可向作者索取。

报道对象和报道内容,是一个重要的学术问题。本文以融资融券制度的实施为切入点,发现公司入选融资融券标的后,投资者的特质性信息需求会显著增加,进而促进媒体增加了对这些公司的新闻报道。这种影响不仅体现为媒体对相关公司的信息进行了更多的二次传播,而且体现为对公司信息进行了更多的事前挖掘。本文的进一步研究表明,随着融资融券制度的推进,其对媒体报道(特别是媒体负面报道)产生的边际效应越来越小。

本文的政策启示主要有以下几方面:首先,正如本文所发现的,融资融券制度实施后,随着投资者交易渠道的增加,投资者的信息需求也随之得以释放。可见,应该继续推进资本市场改革举措,有选择地渐进式放松对交易对象、交易时间等方面的限制,增加投资者的交易渠道,以释放其真实的需求。其次,投资者信息需求的释放又会促使市场信息中介更加积极地挖掘和传播有价值的信息,提升资本市场定价效率。这或许可以解释,为什么在股票交易渠道有限(如卖空限制)的情况下,媒体较少去关注公司的特质性信息,甚至走向投资者的对立面,通过有偏的报道赚取公关费、广告费。换言之,优化交易制度,充分释放投资者的信息需求,是引导媒体提供高质量信息的一种有效方式。最后,随着融资融券制度的逐渐扩容,特别是融资交易已经在事实上占据主导地位的情况下,投资者的信息需求也更多体现为好消息,由此导致媒体报道的负面消息不足,因此需要进一步优化融资融券交易制度,防止乐观偏差带来的系统风险。

主要参考文献:

- [1] 才国伟,邵志浩,徐信忠.企业和媒体存在合谋行为吗?——来自中国上市公司媒体报道的间接证据[J].管理世界,2015,(7).
- [2] 褚剑,方军雄.中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化[J].经济研究,2016,(5).
- [3] 褚剑,秦璇,方军雄.中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差[J].管理世界,2019,(1).
- [4] 方军雄.信息公开、治理环境与媒体异化——基于IPO有偿沉默的初步发现[J].管理世界,2014,(11).
- [5] 黄俊,郭照蕊.新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J].管理世界,2014,(5).
- [6] 金宇超,靳庆鲁,严青蕾.合谋与胁迫:作为经济主体的媒体行为——基于新闻敲诈曝光的事件研究[J].管理科学学报,2018,(3).
- [7] 孔东民,刘莎莎,应千伟.公司行为中的媒体角色:激浊扬清还是推波助澜?[J].管理世界,2013,(7).
- [8] 李培功,沈艺峰.媒体的公司治理作用:中国的经验证据[J].经济研究,2010,(4).
- [9] 李增泉,叶青,贺卉.企业关联、信息透明度与股价特征[J].会计研究,2011,(1).
- [10] 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).
- [11] 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).
- [12] 孟庆斌,侯德帅,汪叔夜.融券卖空与股价崩盘风险——基于中国股票市场的经验证据[J].管理世界,2018,(4).
- [13] 孟庆斌,邹洋,侯德帅.卖空机制能抑制上市公司违规吗?[J].经济研究,2019,(6).
- [14] 权小锋,尹洪英.中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验[J].管理世界,2017,(1).
- [15] 王木之,李丹.资本市场中的媒体公关:来自我国企业IPO的经验证据[J].管理世界,2016,(7).
- [16] 王小鲁,胡李鹏,樊纲.中国分省份市场化指数报告[M].北京:社会科学文献出版社,2021.
- [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,(8).
- [18] 熊艳,李常青,魏志华.媒体“轰动效应”:传导机制、经济后果与声誉惩戒——基于“霸王事件”的案例研究[J].管理世界,2011,(10).
- [19] 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).
- [20] 薛健,汝毅.信息披露业务关系与新闻报道质量[J].管理世界,2020,(10).
- [21] 游家兴,陈志锋,肖曾昱,薛小琳.财经媒体地域偏见实证研究[J].经济研究,2018,(4).
- [22] 于忠泊,田高良,齐保垒,等.媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察[J].管理世界,2011,(9).

- [23] Ahern K R, Sosyura D. Rumor has it: Sensationalism in financial media[J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28(7): 2050–2093.
- [24] Bonsall IV S B, Green J, Muller III K A. Market uncertainty and the importance of media coverage at earnings announcements[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2020, 69(1): 101264.
- [25] Bushee B J, Core J E, Guay W, et al. The role of the business press as an information intermediary[J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48(1): 1–19.
- [26] Drake M S, Roulstone D T, Thornock J R. Investor information demand: Evidence from google searches around earnings announcements[J]. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(4): 1001–1040.
- [27] Gentzkow M, Shapiro J M. What drives media slant? Evidence from U. S. daily newspapers[J]. *Econometrica*, 2010, 78(1): 35–71.
- [28] Gurun U G, Butler A W. Don't believe the hype: Local media slant, local advertising, and firm value[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(2): 561–598.
- [29] Jensen M C. *Toward a theory of the press*[A]. Brunner K. *Economics social institutions*[M]. Dordrecht: Springer, 1979: 268-287.
- [30] Kim J B, Li Y H, Zhang L D. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(3): 639–662.
- [31] Li Z Q, Wong T J, Yu G. Information dissemination through embedded financial analysts: Evidence from China[J]. *The Accounting Review*, 2020, 95(2): 257–281.
- [32] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1–2): 215–260.
- [33] Piotroski J D, Wong T J, Zhang T Y. Political bias in corporate news: The role of conglomeration reform in China[J]. *The Journal of Law & Economics*, 2017, 60(1): 173–207.
- [34] Ru Y, Xue J, Zhang Y, Zhou X. Social connections between media and firm executives and the properties of media reporting[J]. *Review of Accounting Studies*, 2020, 25(3): 963–1001.
- [35] Tetlock P C. Does public financial news resolve asymmetric information?[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(9): 3520–3557.

The Information Demands of Investors and Media Coverage: A Quasi-natural Experiment Based on Margin Trading

He Yan

(*School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

Summary: With the promoting of the market-oriented reform of capital market, corporate valuation is increasingly dependent on the mining and use of information by investors themselves and intermediaries. As one of the most important information intermediaries in the capital market, media provides the investors with timely and important information. Although how the financial media choose their targets is directly related to stock pricing and resource allocation efficiency, there has been no research to discuss this issue in depth. Theoretically, the behavior mode of financial media is determined by the incentive and constraints it faces, and the “commodity” nature of news also determines that it must meet the actual needs of consumers in order to survive

(下转第152页)