媒体公关、投资者情绪与证券发行定价

邵新建 何明燕 汀 萍 薛 熠 廖静池

(对外经济贸易大学国际经济贸易学院,北京 100029;中国工商银行数据中心,北京 100096; 深圳证券交易所综合研究所,广东深圳 518038)

摘 要:本文研究了拟上市公司通过专门针对媒体的公关活动影响其证券发行定价的内在机制。结果发现:公司可以通过投入媒体公关费用来增加媒体对于该公司的新闻报道量,这些报道在性质上属于正面的广告宣传,而正面新闻能够显著提高投资者对该公司的关注程度和乐观情绪;乐观情绪越强则参与证券发行的投资者人数越多,需求量越大,进而导致证券发行价格的上调幅度越大。但是在长期内,当证券交易价格逐渐回归于实际价值时,发行前关注度越高的证券,其长期回报率越低。本文的研究意味着新闻媒体在证券发行中的宣传推介功能与其公司外部治理人的身份存在冲突。

关键词: 媒体公关: 新闻报道: 投资者关注: 首次公开发行

JEL 分类号: G12 ,G14 ,G24 文献标识码: A 文章编号: 1002 - 7246(2015) 09 - 0190 - 17

一、引言

在现代公司治理领域 新闻媒体被看作是一种相对有效的外部治理手段! (李培功

收稿日期: 2013 - 12 - 30

作者简介: 邵新建 ,经济学博士 ,副教授 ,对外经济贸易大学国际经贸学院 ,Email: shaoxinjian2010@ 126. com.

何明燕 经济学硕士 中国工商银行数据中心(北京)。

江 萍 金融学博士 副教授 对外经济贸易大学国际经贸学院。

薛 熠 经济学博士 副教授 对外经济贸易大学国际经贸学院。

廖静池 管理学博士 研究员 深圳证券交易所综合研究所。

^{*}本文得到国家自然科学基金项目(71102075 71472039 71302010 71471040 71403174)、对外经济贸易大学优秀青年学者培育计划(2014YQ01)、对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金(CXTD5-01)资助。作者感谢两位匿名审稿人的中肯修改意见。文责自负。

¹ 李培功和徐淑美(2013)已经对媒体发挥公司治理作用的动机、机制、效果以及可能存在的问题做了非常出色的综述。

和沈艺峰 2010; 孔东民等 2013)。然而 新闻报道也可能存在明显的主观倾向偏差(Media Slant) 即对于同一个新闻事件 不同媒体能够通过选择不同的报道材料和具体措辞影响读者对该事件的印象和评价。理论研究表明多种因素可能导致媒体偏差 例如媒体企业的所有权归属 媒体对读者信念的主动迎合 被报道公司的董事会成员是否具有媒体工作经验,而最近被多项经验研究所证实的是媒体的广告业务与其报道偏差之间的因果关系。

新闻报道偏差实际反映了媒体企业于运作过程中可能存在的内在矛盾:一方面新闻的客观独立性是媒体道德的基础,也是其有效发挥外部治理功能的前提,媒体的声誉及其所带来的长期利益也依赖于这种客观独立性;另一方面,新闻报道能够影响公众和投资者对被报道企业价值的判断,报道的正面性和负面性对企业的影响是完全相反的,即对于被报道企业来讲,新闻的正向偏差至少在短期内具有"内在价值"因此,通过某种利益输送或对价支付形式去购买媒体的正面报道、减少负面报道就是企业可能的理性选择。但是由此产生的新闻可能会误导公众和投资者,降低市场定价效率,抑制媒体的治理功能,从而最终损害外部投资者的利益。

本文提出的问题是: 在某些重要的新闻主题方面,中国媒体对企业的报道是否存在明显的偏差?如果存在,这种偏差产生的内在机制是怎样的? 其对公众和投资者的行为又具有怎样的具体影响?对这些问题的回答有助于进一步深入理解媒体在中国公司治理实践中的作用机理及其本身可能存在的局限因素,但在我们可查阅的文献范围内,还缺乏对该主题的系统而规范的经验研究②。本文希望能够对此做出一些尝试性的工作。

我们选择研究的对象是企业上市(IPO)前的证券发行新闻,这主要是基于以下考虑:在发行上市之前,关于IPO企业的公开信息相对比较有限,IPO企业和公众之间存在明显的信息不对称。不仅新闻报道的性质(正面、负面等)可能影响投资者的估值,在投资者有限关注理论和社会心理学的框架下(详见本文第二部分关于假说的推论),媒体的重复报道(重复招股书等公开信息)依然可能显著影响有限理性的个体投资者的估值(余峰燕等 2012)。企业为了提高发行价格,可能有强烈的动机去利用媒体发布大量正面信息、抑制负面信息,由此很可能出现系统的正向媒体偏差。

本文的余下结构安排为: 第二部分为文献综述和假说的提出 ,第三部分是对于假说的实证检验 ,第四部分是全文的结论。

二、文献综述与假说提出

(一)企业 IPO 过程中的媒体功能研究文献

根据 Ljungqvist et al. (2006)的研究 在新股发行阶段 ,当过度乐观的个体投资者出现

② 在新闻媒体对市场的负面作用方面 游家兴和吴静(2012)首次使用"沉默的螺旋"理论系统研究了媒体情绪与资产误定价之间的关系;国内学者孔东民等(2013)首先发现在某些特定的场景中,中国的当地媒体与当地上市公司存在合谋(即媒体偏差)问题。

时,发行人和承销商会利用其乐观情绪提高发行价格以增加发行收入^③。在此基础上,Cook et al. (2006)进一步推论理性的承销商并不会被动等待乐观个体的出现,而是主动通过各类推介活动吸引情绪投资者。营造乐观的新股发行氛围,该研究直接使用新闻报道的数量来测度承销商的营销努力程度。结果证实发行人、承销商和机构投资者都因 IPO 营销活动而受益。

本文的主要工作就是在 Cook et al. (2006) 的基础上完善对"发行人通过控制新闻报道煽动乐观情绪进而提高发行价格"假说的论证过程。本文相对于 Cook et al. (2006) 的贡献在于: (1) 我们找到了媒体公关行为存在的直接证据 ,即发行人的媒体公关费用支出与 IPO 公司新闻报道量之间存在显著的正向关系 ,并且这种媒体公关行为并不是 Cook 等人所提出的仅仅是由承销商所发动的 ,其成本实际是由发行人本身所承担的。(2) 本文严格论证了新闻报道提升个体投资者关注或个体情绪的过程 ,并且以个体投资者的关注(或情绪)为中心 ,讨论了其影响投资者(包括个体和机构)新股投资行为进而传导至发行价格的内在机制。在以行为金融理论研究 IPO 异象的文献中 ,Ljungqvist et al. (2006) 等经典论文侧重于讨论个体乐观情绪的后果 情绪在其模型中是完全外生的 ,而本文的研究有助于我们更加深刻而细致地理解个体乐观情绪内生化的机制。

(二)本文假说的提出

1. 发行企业的媒体公关费用推动正向新闻报道的产生

现有文献关注的焦点问题通常是新闻报道对其它经济变量(如股票价格)的影响,并且一般假设新闻报道的数量、性质本身是外生给定的,从而缺少对新闻报道产生机制的假说。我们在已有文献基础上提出的一个新问题是:企业 IPO 前的相关新闻报道的产生机制是怎样的? Cook et al. (2006)证实了媒体新闻是承销商推介 IPO 新股(或新股营销)的一种手段,而 IPO 定价前关于企业的新闻报道数量越大,越有利于承销商提高最终的发行价格。在中国企业的 IPO 过程中,承销商和发行人为了提高发行价格,也很可能会主动通过公关活动来推动媒体发布关于 IPO 企业的正面新闻报道。那么,我国的媒体是否会"被公关"呢?站在媒体的角度来看,这显然要取决于两方面因素的相对强弱:一方面,新闻的客观独立性是媒体道德的基础,媒体的声誉及其所带来的长期利益也依赖于这种客观独立性;另一方面,媒体的行为至少在短期内可能受到被报道对象的利益输送行为的影响,比如现有文献证实了即使在美国这样的发达市场,企业依然可能通过广告利益推动媒体发布正向有偏报道(Gurun and Butler,2012)。在现阶段,我国新闻媒体的客观独立性并不显著强于美国等发达市场的媒体,因此其很可能会受到企业媒体公关活动的影响,由此可以推测企业公关活动的力度越大,所付出的媒体公关费用越多,则媒体发布的正向新闻数量越大,由此提出:

假说 1. IPO 企业的媒体公关行为能够推动媒体发布正面新闻,即企业付出的媒体公

③ 投资者情绪(sentiment) 是行为金融学中的一个重要概念 ,其在一定程度上反映了投资者的有限理性(刘雷, 2013)。

关费用越大 媒体有关企业的正面新闻报道数量越多。

- 2. 新闻数量提升个体投资者关注、个体投资者乐观情绪的作用
- (1) 新闻报道量煽动个体投资者乐观情绪的社会心理学基础

此处需要注意的是,中国 IPO 企业上市前的新闻绝大多数是正面新闻(详见实证研究部分) 在此基础上,媒体新闻报道数量(也即企业的 Exposure) 的增加能够推动个体投资者形成对被报道企业的正面印象(即在 IPO 文献中的乐观情绪) 社会心理学对这种微观的影响机制已经做出了系统的研究(Pollock and Rindova 2003)。

(2) 个体投资者的关注度与乐观情绪之间的正向关系

从新闻对个体投资者的实际影响过程来看,它对个体情绪的煽动作用要通过投资者关注这个中间变量来间接实现。正面的新闻产生之后,它只有被个体投资者关注阅读之后才有可能发生煽动乐观情绪的效果。关于某家企业的新闻数量越多,该企业越有可能被投资者关注,而 Barber and Odean(2008)通过对交易账户的研究证实: 个体投资者是那些能够引发关注的股票的净购买者,这些吸引眼球的股票中就包括新闻报道的对象。个体投资者对新闻报道股票的关注及购买在短期内会推升股价,但当个体关注在长期内衰退后,股价就会下降。

在本文的假说框架下,个体的关注度(以网络搜索量衡量)在很大程度上能够测度个 体乐观情绪的强度 ,主要原因如下: 企业通过媒体公关 ,将广告性质的新闻覆盖于各类媒 体之上,我们可以将这种行为看作是竞争投资者关注的一种方式,媒体覆盖面越广,正面 新闻数量越多,可能被其"俘获"的个体投资者数量越大,这些个体在阅读了关于该企业 的某篇正面新闻后,可能会认为该企业新股是潜在的优质投资对象,进而会对其产生进一 步深入了解的冲动。由此个体投资者会借助其主要的信息来源──网络引擎来进一步搜 索该企业的资料 .而通过搜索引擎能够得到的资料主要就是各类媒体(包括网络转载而 来的传统报纸、杂志) 所发布的以正面宣传为主的新闻报道。在这些正面新闻的影响下 , 个体投资者很可能会对该 IPO 新股产生过度乐观的情绪 高估其实际价值 进而会更加积 极的参与该新股的发行过程。从定量的角度来看,个体投资者整体上对某 IPO 新股的关 注程度(搜索数量)越高 则其搜索后接触到的正面新闻的总量越多,由此这些新闻对个 体投资者的总体(平均)估值的推升作用越大。因此,个体投资者对发行企业的网络搜索 总量一方面能够直接刻画个体对该企业的关注程度 ,另一方面 ,个体搜索总量也能间接刻 画个体投资者总体上对该 IPO 新股的乐观情绪强度。事实上 ,Da et al. (2011) 也认为个 体的关注与个体的情绪之间具有正相关性 因为关注是情绪产生的必要条件 个体投资者 首先要关注一只股票 随后才有可能产生乐观情绪。在此基础上 ,Li and Gao(2013) 在研 究香港 IPO 定价时 已经开始直接使用基于 Google 的网络搜索量这个关注度指标来测度 投资者情绪的强度。在下文的实证中 我们使用中国的百度搜索量来表示个体投资者关 注 .由于关注和情绪之间的正相关关系 .该指标可以刻画个体投资者在总体上的乐观情绪 强度。由此我们提出:

假说 2. 媒体对 IPO 企业的正面新闻报道能够有效提升个体投资者的关注(乐观情

- 绪) 即正面新闻数量越大,个体投资者对该企业的关注度(乐观情绪强度)越高。
 - 3. 个体投资者情绪(关注)对其股票发行参与的推动作用

本文与 Da et al. (2011) 的区别在于: 我们研究的是个体投资者关注及其乐观情绪对发行价格的作用机制 同时由于机构投资者和承销商直接参与了发行价格的制定过程 本文实际讨论了机构与承销商在面对乐观个体时的报价、定价机制 在此基础上本文还研究了基于发行价格(而非上市初期交易价格)的新股长期收益率特征。下面我们将围绕着个体投资者关注及其乐观情绪 提出几个可供实证的假说。

当个体投资者阅读到关于某 IPO 企业的正面新闻后,其对该企业可能产生兴趣,进而通过网络引擎搜索并阅读更多关于该企业的新闻报道,由此可能对其产生过度乐观的情绪,该情绪的直接作用就是会促使个体投资者更加踊跃的参与到该企业的新股发行过程中去,其踊跃程度可能表现在两个方面:一是参与该新股发行的个体投资者数量会相对较多;二是个体投资者产生的新股总需求量会相对更高。由此,我们可以提出:

假说 3. 公开发行前的个体投资者对 IPO 企业的关注(情绪) 能够有效提升个体投资者对新股认购的需求量,即个体的关注度(情绪强度)越高,参与新股认购的个体投资者数量及其需求量越大。

4. 个体投资者乐观情绪对机构投资者参与新股发行的推动作用

根据 Ljungqvist et al. (2006)的研究,当个体投资者表现出过度乐观情绪时 机构投资者将与承销商合作来利用个体的情绪谋利,由此可以推论:个体投资者越乐观,潜在的获利空间越大,则希望通过参与新股认购谋利的机构投资者的个数会越多,由此产生的新股需求量也会越大。由此可以提出:

假说 4. 公开发行前的个体投资者对 IPO 企业的关注(情绪) 能够有效提升询价机构 投资者对新股认购的需求量 即个体的关注度(情绪强度) 越高 ,参与新股网下认购的机 构投资者数量及其需求量越大。

进一步,个体的乐观情绪会影响机构投资者的报价。根据 Ljungqvist et al. (2006)的研究,当个体投资者对新股表现出过度乐观情绪时 机构投资者会将情绪强度及其在上市后的波动性纳入其估值考虑中,进而使得承销商制定的发行价格包含乐观情绪泡沫。因此,可以推测当个体投资者由于受到正向新闻鼓吹的煽动产生乐观情绪时,理性的询价机构也会据此调整其报价,并且个体越乐观,机构的估值上调幅度越大。此处可以用询价机构投资者的报价均值相对承销商事前给出的新股初始估值区间(中点)的增长率来定义机构报价的上调。根据邵新建等(2013)、俞红海等(2013)、黄瑜琴等(2013)的研究,在询价机构报价完成后,承销商会以总体报价的均值或中位数等基本统计量作为标准,在此基础上进行一定程度的调整以确定最终的发行价格,因此可以推论当个体的乐观情绪增强时,发行价格也会显著上调。据此我们提出如下假说:

假说 5. 个体投资者的关注(情绪)能够导致询价机构投资者网下报价和发行价格的上调 即个体的关注度(情绪强度)越高,询价机构报价均值和 IPO 发行价格相对承销商初始估值的上调幅度越大。

5. 个体投资者情绪(关注)对 IPO 股票长期回报率的反向预测作用

如果承销商或发行人在 IPO 定价过程中确实利用了个体投资者的过度乐观情绪,使得发行价格中包含了情绪泡沫,那么在企业上市后,随着企业真实信息的不断披露,个体的过度乐观情绪将逐渐消退,由此可推测 IPO 新股会存在明显的长期表现不佳问题 (Ljungqvist et al. 2006)。需要注意的是,传统文献中的 IPO 长期表现不佳通常是指长期股价相对 IPO 上市初期的交易价格(如首日收盘价)的持续下降,但此处是指以发行价格为基础计算的长期回报率显著低于基准回报率(如同期市场指数回报率)。由此可以提出:

假说 6. 新股定价前的投资者关注度(情绪强度)对于 IPO 长期回报率具有反向预测能力,即定价前的投资者关注度(情绪强度)越高,以发行价格为基础计算的 IPO 后市回报率越低。

三、实证检验

(一)样本数据说明

1. 询价机构投资者报价数据

本文讨论的核心主题是发行人通过媒体公关作用于新股发行价格的内在机制,其中重要的一环是个体投资者情绪对询价机构的报价影响。但是在 2010 年 11 月之前,询价机构的详细报价数据并不对外披露。2010 年 10 月,中国证监会颁布了《关于深化新股发行体制改革的指导意见》,其中第三条明确规定 "发行人及其主承销商须披露参与询价的机构的具体报价情况"。因此,本文选择的样本 IPO 的上市时间介于 2010 年 11 月到2012 年 2 月,共有 343 个 IPO。

2. 媒体的新闻报道数据及其性质

本文使用的新闻报道量数据来源于百度网(www. baidu. com) 对于新闻报道的搜索统计。在将 IPO 公司的四位或三位简称(如泰亚股份、新时达) 输入百度新闻搜索框并限定搜索时间段后,百度网会自动返回所有关于该公司在该时段内的新闻,这些新闻不仅包括原载于各类报纸、杂志的新闻,也包括网络媒体原创的新闻。相关文献通常选择以若干种报纸、杂志的新闻作为媒体报道(张雅慧等,2012;黄俊和陈信元,2013;汪昌云等,2015)的代表,而忽略了其它新闻。本文基于百度新闻全部搜索结果的统计能够相对更加全面综合的反映媒体对于一家企业报道的全貌。具体在统计新闻数量时,本文既包括对标题含有企业名称的新闻数量统计,也包括了对全文内容含有企业名称的新闻数量统计。

为了获得对 IPO 公司新闻性质的基本判断 我们借鉴 Cook et al. (2006)的做法 随机抽取并阅读了关于 343 个 IPO 的 7000 条标题新闻 结果发现超过 98%的新闻在性质上都是正面的。这些新闻基本是关于发行企业本身的正面描述和企业 IPO 进程安排的介绍,读后可以被直接界定为负面性质新闻的数量在新闻总量中的比例几乎可以忽略不计。新

闻内容绝大多数都可以在 IPO 招股说明书、发行公告等公开披露的材料中找到^④。媒体对 IPO 企业的新闻从性质上看更像是推介广告,而非含有大量一手材料的独立报道。上述结果与 Cook et al. (2006) 针对美国 IPO 新闻性质的描述是基本一致的。由于负面性质新闻在总量中几乎可以忽略不计 因此在实证中可以直接用新闻总量来代表正面新闻量。

3. 个体投资者的网络搜索数据

本文使用的网络搜索量数据来源于百度网对特定关键词进行的百度指数统计^⑤。在 具体统计百度指数时 我们以 IPO 公司的四位或三位简称作为搜索关键词 ,由此可以得到 特定区间内每日的百度指数。如果没有特殊说明 ,本文其它数据皆来源于 Wind 金融数 据库。

(二)实证方案设计及实证检验结果

- 1. 发行企业的媒体公关行为能够影响新闻报道的数量吗——对假说 1 的检验
- (1) 对于发行企业媒体公关费用(Media_Fee)的测算

媒体公关费用是指企业在发行过程中为了宣传推广企业、树立其在市场中的正面形象而付出的各类开支,这些开支一般包括:为在证监会指定媒体(如四大证券报)上发布招股说明书等一系列材料所花费用,支付给非官方指定媒体(包括报纸、杂志以及网络媒体)的宣传推广费用,聘用财经公关公司的费用,出现负面新闻时的危机公关(抑制负面新闻)费用,组织召开实地路演(一般在北京、上海、深圳)及网上路演推介活动的费用等。

在中国 IPO 实践中,企业 IPO 费用主要是支付给四类中介机构的费用,包括:支付给投资银行的承销保荐费用,支付给会计师事务所的审计验资费用,支付给律师事务所的律师费用,支付给媒体及其代理人的公关费用。中国 IPO 公司会在《上市公告书》等材料中披露最终的发行总费用及各子项目费用,几乎全部公司都会明确披露前四大费用,但并没有命名为媒体公关费的这一项目。这可能是由于媒体公关费的很多开支并不能被监管层或公众接受,例如为了邀请记者写作正面新闻所付费用,或者当负面新闻、网络材料出现时,通过财经公关公司"删帖"的费用,或者应对部分媒体以负面新闻勒索时的开支。

在这种费用披露的背景下,可以用总发行费用减去支付给其它三类中介(承销保荐人、会计师、律师)的费用作为对媒体公关费的估算。实际上,除了共同的三大中介费用之外,发行人披露的其它子项目费用并不统一,而且也没有在披露文件中给出清晰明确的定义,这些名目包括:信息披露费、路演推介费用、上网发行费用、宣传物品印刷费用等。与三大中介费用相比,这几类费用的支付对象并不明确,但是从其名称可以看出它们确实与企业的推介宣传活动是直接相关的。这意味着用总费用减去三大中介费用来估算媒体

④ 这与余峰燕等(2012)是一致的,该研究认为中国监管部门对 IPO 企业上市前的静默期管制是导致媒体新闻报道内容主要来源于《招股说明书》等公告材料的重要原因。

⑤ 在本文之前, 俞庆进和张兵(2012)和赵龙凯等(2013)已经使用了百度指数来研究投资者关注度与二级市场股票的收益率之间的关系。在 Da et al. (2012)的实证框架下,宋双杰等(2011)已经利用了Google Trend 研究了搜索量与中国 IPO 异象的关系, 结果发现搜索量对于市场热销程度、首日超额收益和长期表现(以交易价格为基础)有显著的解释能力。

公关费用具有内在的合理性。

(2) 关于新闻报道数量的定义

要统计新闻数量,首先要界定新闻产生的时间。由于本文要研究的是新闻影响发行价格的机制,而价格是在面向询价机构的网下发行过程中确定的,因此,新闻时段的下限首先可以确定在网下发行开始日期(设为 C 点)之前的一天。至于新闻时段的上限,一个自然的选择是该发行企业由于公开上市事宜首次正式出现在公众视野中的时点,即该IPO公司招股说明书(申报稿)预披露的时点(设为 A 点)。此外,在中国 IPO 核准发行制度下,发行人申报稿预披露后,还需要经过发行审核委员会的核准同意才能发行上市,因此代表核准通过的招股日期(设为 B 点)可能也是媒体公关大举推进的关键起始时点。

(3) 实证模型的设定

除了媒体公关费用这个核心解释变量之外,我们在回归中还控制了如下几个可能影响新闻报道的重要变量:

- ①发行时段内的二级市场整体氛围 Mkt_ret。此处使用特定发行时段内(与被解释变量——新闻量所属时段对应)的市场指数涨幅来测度二级市场氛围。
- ②发行时段内的 IPO 一级市场氛围 IPO_hot。此处使用 IPO 特定发行时段内(与被解释变量——新闻量区间对应)上市的所有新股的首日涨幅(即首日收盘价相对发行价格的涨幅)的算术平均值来刻画一级市场氛围。
- ③发行企业的规模 Size。此处使用企业上市前三年每年年末的总资产金额的算术平均值来代表企业规模。
- ④发行企业的资产负债率 Debt。此处使用发行企业上市前三年每年年末的负债总量除以其资产总量的算术平均值来计算其资产负债率。
- ⑤发行企业的盈利能力 ROE。此处使用发行企业上年前三年的净资产回报率 (ROE) 的算术平均值来表示其盈利能力。
- ⑥发行企业的经营风险 Risk。此处使用企业上市前三年的销售收入与总资产比率的标准差来表示。
 - ⑦发行企业年龄 Age。此处使用企业成立之日到预披露日之间的天数来表其年龄。
- ⑧发行企业的所有权性质 Private。此处设计一个虚拟变量 ,如果企业上市前的实际 控制人为国有性质 ,则该变量取值为 0; 反之 ,则认为它是一个民营企业 ,该变量取值为 1。
- ⑨企业上市板块 Sect。此处设计一个虚拟变量 如果企业在创业板上市 则该变量取值为 1. 否则为 0。
- ⑩承销商声誉 Unwri_repu。可以使用承销商的市场份额代表其声誉 ,我们在中国询价制开始正式实施的 2006 年至预披露时点 ,统计担任主承销商的投资银行所承销的所有 IPO 融资金额之和占该区间内全部 IPO 融资金额比例、投行承销的 IPO 数量占全部 IPO 数量比例、投行 IPO 承销保荐收入占全部 IPO 承销保荐收入的比例 ,然后以这三个比例的 算术平均值测度承销商声誉。

(4) 实证结果⑥

表 2 列出了对假说 1 的实证回归结果 ,从中可以看出: 在以预披露日到定价日(AC) 之间的新闻量作为被解释变量时 ,媒体公关费用的(弹性)回归系数都是正数 ,并且都至少在 5%的水平上具有统计显著性。具体来看 ,公关费用每增加 1% ,该公司名称出现在新闻标题中的数量平均将增加 0. 28% ,而该公司名称出现在新闻全文内容中的数量平均将增加 0. 39%。总体来看 ,实证结果支持假说 1。

表 2 媒体公关费用与新闻数量的关系以及新闻数量与投资者情绪强度的关系

因变量	标题新闻量	全文新闻量	投资者关注	投资者关注	投资者关注	投资者关注
自变量	(AC)	(AC)	(AC)	(AC)	(BC)	(BC)
常数项	-4. 0007	-6. 2977 **	-3.7683	-1.8607	- 1. 8406	-1.7708
	[-1. 3025]	[-2. 3070]	[-0.7475]	[-0.3970]	[- 0. 3978]	[-0.3916]
媒体公关费用 (对数)	0. 2753 *** [2. 0253]	0. 3924** [2. 2225]	_	_	_	_
标题新闻量 (AC)	_	_	1. 5682 *** [4. 5673]	_	_	_
全文新闻量 (AC)	_	_	_	1. 1951 *** [4. 2442]	_	_
标题新闻量 (BC)	_	_	_	_	1. 1746 *** [3. 5364]	_
全文新闻量 (BC)	_	_	_	_	_	1. 2609 *** [4. 4371]
二级市场氛围	-1.8142***	- 1. 4669 ***	9. 0246 ***	7. 9071 ***	12. 5384 ***	12. 9906 ***
	[-4.3632]	[- 3. 5603]	[4. 8414]	[4. 3094]	[3. 0704]	[3. 2201]
IPO 市场氛围	0. 1491	0. 5895 **	4. 8098 ***	4. 2616 ***	5. 7708 ***	5. 6810 ***
	[0. 6502]	[2. 1501]	[5. 1588]	[4. 6268]	[10. 2868]	[10. 0450]
总资产(对数)	0. 3445 **	0. 5069 ***	0. 0114	-0.0842	0. 0171	- 0. 0374
	[2. 4119]	[3. 8632]	[0. 0523]	[-0.3551]	[0. 0827]	[- 0. 1723]
资产负债率	- 1. 2701 **	- 1. 8104 ***	0. 8900	1. 0937	0. 6839	0. 3286
	[- 2. 3571]	[- 2. 9230]	[0. 5984]	[0. 7088]	[0. 5073]	[0. 2445]
净资产回报率	0. 0048 **	0. 0041	-0.0159	-0.0147	-0.0163	-0.0167
	[2. 1255]	[1. 5224]	[-1.2209]	[-1.1130]	[-1.3431]	[-1.3728]
经营风险	- 0. 0919	- 0. 1429	-0.0057	-0.0084	0. 1407	0. 0296
	[- 0. 3741]	[- 0. 5233]	[-0.0035]	[-0.0051]	[0. 0977]	[0. 0204]
年龄(对数)	0. 0805*	0. 0746	0. 1386	0. 1810	0. 1791	0. 1637
	[1. 8116]	[0. 9242]	[0. 5304]	[0. 6314]	[0. 6998]	[0. 6259]

⑥ 限于篇幅 此处省略了回归变量的描述性统计表格。读者如有需要,可向作者索取。

						(续表)
因变量自变量	标题新闻量 (AC)	全文新闻量 (AC)	投资者关注 (AC)	投资者关注 (AC)	投资者关注 (BC)	投资者关注 (BC)
企业产权性质	- 0. 0691 [- 0. 2571]	-0.7667* [-1.8510]	0. 0196 [0. 0267]	0. 7981 [1. 0920]	-0.1221 [-0.1850]	0. 0580 [0. 0896]
上市板块	0. 1954 [*] [1. 8991]	0. 3055 *** [2. 8509]		-0. 6798* [-1. 7150]		- 0. 8509 ** [- 2. 3803]
承销商声誉	- 1. 2406 [- 1. 0263]	0. 3706 [0. 2600]	-2.3238 [-0.4246]	-4. 7259 [-0. 8510]	- 2. 8866 [- 0. 5785]	- 3. 7942 [- 0. 7456]
承销费率	6. 7423 **** [2. 7828]	5. 5243 ** [2. 4090]	_	_	_	_
调整 R 平方	0. 1652	0. 2758	0. 1954	0. 1774	0. 2796	0. 2791

注: 本文使用的回归方法都是普通最小二乘法(OLS); ***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上具有统计显著性; 方括号中数字是回归系数对应的 T 值(利用 White 异方差标准误计算); 下表皆同。

2. 新闻报道能够煽动个体投资者的乐观情绪吗——对假说 2 的检验

(1) 实证模型的设定

我们以截面回归来检验假说 2。基于本文第二部分在提出假说 2 时对投资者情绪与投资者关注之间正向关系的论述,此处的被解释变量是投资者关注指标,具体使用百度指数来表示,核心的解释变量是新闻报道数量。统计时段为 AC 时段和 BC 时段。

在定义个体搜索量时,此处与 Da et al. (2011) 一致,使用的是异常搜索量(ASVI),即先计算预披露日之前一年(365 天)时间内平均每日的搜索量,以此作为单日的正常搜索量,然后用对应发行时段内的原始搜索量之和减去单日正常搜索量乘以区间天数,由此得到对应时段内的异常搜索量。实际上,由于在预披露日之前一年存在搜索量的 IPO 个数只有44 个,仅占343 个总样本量的12.8%,使用原始搜索量和异常搜索量参与回归得到的结果没有根本的区别。

(2) 实证结果

回归结果列示在表 2 ,从中可以看到: 当以 AC 时段内的投资者关注程度作为被解释变量时 ,AC 区间内新闻量的回归系数都为正数 ,且在 1% 的水平上具有统计显著性。在其它发行时段内 ,投资者关注度的回归系数依然为正 ,并且都具有统计显著性。总体来看 ,回归结果支持假说 2。

3. 个体投资者情绪能够影响个体对股票发行的参与行为吗——对假说 3 的检验

(1) 实证模型的设定

中国个体投资者主要是通过网上发行参与新股的申购,我们可以选取两个指标来刻画个体实际对新股发行的踊跃程度(Demand_indi):参与网上新股申购的个体投资者数量

与网上新股认购总量相对网上发行量的倍数^②,这两个变量是截面回归方程中的被解释变量。

核心的解释变量是个体投资者的异常网络搜索量(ASVI), 在时间上,我们使用网上发行开始日(C点)之前的搜索量,而网上发行和网下发行一般是同时进行的。为了保证结果的稳健性,我们可以选择两个搜索起始点,即预披露开始时点(A点)和招股日开始时点(B点)。

(2) 实证结果

回归结果列示在表 3 从中可以看到: 当以个体投资者数量作为被解释变量时,搜索量的回归系数为正,并且在 1% 的水平上具有统计显著性。当以个体需求倍数作为被解释变量时,结果相同。总体来看,实证结果支持假说 3。

因变量	参与个体投资	参与个体投资	参与个体的需	参与个体的需
自变量	者数量(对数)	者数量(对数)	求倍数(对数)	求倍数(对数)
常数项	14. 1926 ***	14. 1661 ***	11. 7884 ***	11. 7239 ***
	[13. 6387]	[13. 6124]	[8. 9277]	[8. 7959]
投资者关注度 (AC)	0. 0775 *** [6. 5278]	_	0. 0928 *** [7. 0743]	_
投资者关注度 (BC)	_	0. 0749 *** [5. 7158]	_	0. 0899 *** [6. 2053]
二级市场氛围	1. 3975 ***	1. 0907	0. 7276 ***	0. 4498
	[3. 6194]	[1. 0818]	[1. 6665]	[0. 4263]
IPO 市场氛围	1. 9013 ***	1. 2589 ****	1. 4686 ****	1. 0066 ****
	[7. 4641]	[7. 6517]	[5. 9743]	[6. 2537]
总资产(对数)	-0. 1094 ** [-2. 4199]	- 0. 1047 ** [- 2. 3922]	- 0. 4094 *** [- 7. 1197]	- 0. 4042 *** [- 7. 0760]
资产负债率	0. 0200	- 0. 0639	0. 6444 **	0. 5917 [*]
	[0. 0688]	[- 0. 2307]	[2. 0417]	[1. 9213]
净资产回报率	- 0. 0099 ***	-0. 0094 ***	-0. 0149 ***	- 0. 0142 ***
	[- 3. 4602]	[-3. 2507]	[-4. 6219]	[- 4. 4424]
经营风险	-0.4222	-0. 2574	-0. 3519	-0. 2235
	[-1.3816]	-0. 8008]	[-1. 1177]	[-0. 6986]
年龄(对数)	- 0. 0245	0. 0019	0. 0394	0. 0590
	[- 0. 4146]	[0. 0318]	[0. 5942]	[0. 8692]

表 3 关于个体投资者情绪强度与个体新股发行参与关系的回归结果

① 当然 需要指出的是 不参与网下询价发行的机构投资者也可以参与网上发行过程,但由于对单个账户的电购数量的严格限制,网上发行的参与人主要还是以个体投资者为主,在网上参与账户个数以及网上新股需求总量中,机构对应比例都非常小。我们可以直接用公告文件所披露的网上有效申购户数和网上超额认购倍数两个变量来描述个体的参与踊跃程度,并以其作为实证方程中的被解释变量。

				(续表)
因变量自变量	参与个体投资	参与个体投资	参与个体的需	参与个体的需
	者数量(对数)	者数量(对数)	求倍数(对数)	求倍数(对数)
企业产权性质	-0. 2222	-0. 3125*	-0. 1835	-0. 2421
	[-1. 4185]	[-1. 8677]	[-0. 9844]	[-1. 2251]
上市板块	- 0. 2327 **** [- 2. 7014]	-0. 2715 **** [-3. 1188]	-0. 1163 [-1. 2827]	- 0. 1362 [- 1. 4925]
承销商声誉	1. 0723	1. 3215	1. 4326	1. 5988
	[1. 0263]	[1. 1847]	[1. 2057]	[1. 2820]
调整 R 平方	0. 3933	0. 3982	0. 4196	0. 4357

4. 个体投资者情绪能够影响机构投资者的发行参与吗——对假说 4 的检验

(1) 实证模型的设定

此处使用截面回归来检验假说 4 ,其中反映机构投资者参与发行踊跃程度(Demand_inst) 的被解释变量包括: a. 参与询价的机构投资者个数。b. 询价机构投资者新股需求倍数。此处根据公告文件 将所有参与询价的机构报告的需求量进行加总 ,然后计算该需求量之和相对该网下发行数量的倍数。

核心的解释变量是个体投资者的关注度 "此处使用网下发行开始前(C 点) 异常网络搜索量 ASVI 来测度个体关注度 ,搜索量起点设定为两个: 预披露日(A 点) 和招股日(B 点)。此外 我们在回归中还控制了可能会影响到机构投资者参与行为的其它变量。

(2) 实证结果

回归结果列示在表 4 ,从中可以看到: 如果以参与询价的机构数量作为被解释变量 ,则无论是 AC 段内的个体关注度还是 BC 时段内的个体关注度的回归系数都为正数 ,并且都在 1% 的水平上具有统计显著性。

如果以询价机构的需求倍数作为被解释变量,则两个时段内个体关注度的回归系数依然都是正数,并且都具有统计显著性。IPO 市场氛围变量在这两个回归中的系数都显著为正,而总资产和承销商声誉在两个回归中的系数都显著为负。总体来看,实证结果支持假说4。

表 4 关于个体投资者情绪强度和询价机构投资者发行参与行为之间关系的回归结果

因变量自变量	参与机构投资	参与机构投资	参与机构的需	参与机构的需
	者数量(对数)	者数量(对数)	求倍数(对数)	求倍数(对数)
常数项	2. 6133 ***	2. 5148 ***	6. 6841 ***	6. 4676 ***
	[3. 7857]	[3. 6164]	[5. 5376]	[5. 6499]
投资者关注度(AC)	0. 0367 *** [4. 9976]	_	0. 0321 *** [3. 0063]	_

				(续表)
因变量	参与机构投资	参与机构投资	参与机构的需	参与机构的需
自变量	者数量(对数)	者数量(对数)	求倍数(对数)	求倍数(对数)
投资者关注度(BC)	_	0. 0247 **** [3. 2376]	_	0. 0207* [1. 7171]
二级市场氛围	1. 5560 ***	0. 9717	1. 7278 ***	- 1. 4032
	[5. 7740]	[1. 3298]	[4. 0880]	[- 1. 2047]
IPO 市场氛围	1. 0608 ***	0. 9632 ****	1. 3718 ****	1. 1896 ***
	[7. 0667]	[9. 5408]	[6. 4451]	[7. 5104]
总资产(对数)	0. 1000 ****	0. 1065 ****	-0. 1796 ***	- 0. 1673 ****
	[3. 3531]	[3. 5487]	[-3. 3121]	[- 3. 2906]
资产负债率	-0. 6304 ****	-0. 6585 ***	-0.0501	- 0. 1381
	[-3. 3695]	[-3. 7716]	[-0.1572]	[- 0. 4646]
净资产回报率	- 0. 0002	0. 0000	-0.0027	- 0. 0027
	[- 0. 0929]	[-0. 0284]	[-1.0199]	[- 1. 0423]
经营风险	0. 0000	0. 1127	-0. 2489	- 0. 0804
	[0. 0000]	[0. 4730]	[-0. 6904]	[- 0. 2343]
年龄(对数)	- 0. 0094	0. 0057	0. 0501	0. 0641
	[- 0. 2749]	[0. 1643]	[0. 8031]	[1. 0536]
企业产权性质	- 0. 2168	-0. 2874 **	-0. 1287	- 0. 1675
	[- 1. 5507]	[-2. 2574]	[-0. 6674]	[- 0. 8867]
上市板块	-0.0143	- 0. 0401	-0. 0723	- 0. 0987
	[-0.2653]	[- 0. 7514]	[-0. 8149]	[- 1. 1436]
承销商声誉	1. 2083	1. 2011	-2. 7215 **	- 2. 4658*
	[1. 5457]	[1. 6059]	[-2. 1695]	[- 1. 9673]
调整 R 平方	0. 3640	0. 3875	0. 2243	0. 2448

5. 个体投资者的乐观情绪能够拉高机构报价和发行价格吗——对假说 5 的检验

(1) 实证模型的设定

此处使用截面回归来检验假说 5。被解释变量定义为机构报价均值和发行价格相对承销商在定价开始前对新股估值的中点(估值下限和估值上限的中点)的增长率 Adj ,其中报价的均值又具体包括: a. 机构报价的算术平均值; b. 机构报价的加权平均值 ,以每个报价对应的新股申购量作为权重计算; c. 机构报价的中位数。核心的解释变量为个体投资者在定价开始前(C 点) 异常网络搜索量 ASVI ,搜索量起点也设定为两个: 预披露日(A 点) 和招股日(B 点) 。

(2) 实证结果

回归结果列示在表 5 从中可以看到: 在以三种机构报价均值调整和发行价格调整作为被解释变量时,AC 时段内的个体关注度的回归系数都是正数,并且都具有统计显著性; BC 时段内的个体关注度回归系数也都是正数,但是都不具有统计显著性。这可能意味着询价机构对于报价的决策总体上依赖于对更长时段 AC 内个体情绪的观察,而非较短区间 BC 内的观察。总体来看,回归结果支持假说 5。

表 5 关于个体投资者情绪强度与询价机构报价调整、发行价格调整关系的回归结果								
因变量自变量	报价算术	报价算术	报价加权	报价加权	报价中位数	报价中位数	发行价格	发行价格
	平均值调整	平均值调整	平均值调整	平均值调整	调整	调整	调整	调整
常数项	0. 2881	0. 2993	0. 5144**	0. 5424 **	0. 2873	0. 2964	0. 4011	0. 4128
	[1. 2763]	[1. 1640]	[2. 1396]	[2. 0208]	[1. 2469]	[1. 1441]	[1. 7297]	[1. 6395]
投资者关注度 (AC)	0. 0037 [*] [1. 7500]	_	0. 0049 [*] [1. 8894]	_	0. 0041 [*] [1. 8835]	_	0. 0053 ** [2. 2563]	_
投资者关注度 (BC)	_	0. 0044 [1. 3859]	_	0. 0051 [1. 3877]	_	0. 0047 [1. 4518]	_	0. 0048 [1. 4796]
二级市场氛围	0. 6654 ***	-0.4214	0. 6209 ***	-0. 2899	0. 6405 ***	- 0. 4860	0. 5239 ***	- 0. 4403
	[6. 3217]	[-1.4312]	[5. 0602]	[-0. 8607]	[5. 7136]	[- 1. 5931]	[4. 6820]	[- 1. 5249]
IPO 市场氛围	0. 6768 ***	0. 3487 ***	0. 7040 ***	0. 3619 ***	0. 7198 ***	0. 3716 ***	0. 7005 ***	0. 3727 ***
	[10. 0550]	[6. 1987]	[9. 3239]	[6. 3174]	[10. 2884]	[6. 4532]	[10. 5370]	[6. 9430]
总资产	-0. 0275 ***	-0. 0282 **	-0. 0284**	-0. 0298 **	-0.0298***	- 0. 0302 ***	-0.0316***	-0. 0319***
(对数)	[-2. 6088]	[-2. 4233]	[-2. 3635]	[-2. 2824]	[-2.7815]	[- 2. 5823]	[-2.9430]	[-2. 7435]
资产	0. 0483	0. 0301	0. 0471	0. 0333	0. 0663	0. 0465	0. 0739	0. 0555
负债率	[0. 7047]	[0. 4102]	[0. 5276]	[0. 3656]	[0. 9448]	[0. 6219]	[1. 0603]	[0. 7690]
净资产	-0.0012**	-0.0013*	-0.0015**	-0.0016*	-0.0011*	-0.0012*	- 0. 0010	- 0. 0010
回报率	[-2.0944]	[-1.9310]	[-2.0613]	[-1.9464]	[-1.7760]	[-1.7169]	[-1. 6461]	[- 1. 5771]
经营风险	0. 0385	0. 0993	0. 0152	0. 0726	0. 0377	- 0. 0503	0. 0293	0. 0893
	[0. 5028]	[1. 0898]	[0. 1676]	[0. 7077]	[0. 4834]	[- 1. 5259]	[0. 3853]	[1. 0261]
年龄	- 0. 0093	0. 0007	-0.0174	- 0. 0064	- 0. 0057	0. 1030	- 0. 0073	0. 0035
(对数)	[- 0. 8242]	[0. 0547]	[-1.0642]	[- 0. 3585]	[- 0. 5031]	[1. 1271]	[- 0. 6306]	[0. 2664]
企业产权	- 0. 0304	-0.0442	-0.0139	-0.0311	-0.0359	0. 0048	- 0. 0322	- 0. 0482
性质	[- 0. 9322]	[-1.3709]	[-0.3947]	[-0.9192	[-1.0695]	[0. 3495]	[-1. 0040]	[-1. 6122]
上市板块	0. 0220	0. 0092	-0.0149	-0.0274	0. 0240	0. 7345 **	-0.0163	- 0. 0269
	[1. 0790]	[0. 4133]	[-0.6152]	[-1.0667]	[1. 1275]	[2. 3622]	[-0.7728]	[- 1. 2098]
承销商	0.4817*	0. 7360 **	0. 2644	0. 4875	0.4818*	0. 0119	0. 0981	0. 3055

6. 个体投资者情绪能够预测 IPO 新股的长期回报率吗--对假说 6 的检验

[1.3238]

0.1743

[1.8303]

0.3832

[0. 5201]

0.2274

[0.3767]

0.3734

[1.0273]

0.2360

[0.7925]

0.3071

(1) 实证模型的设定

[1.8310]

0.3851

[2, 3726]

0.2194

声誉

调整 R 平方

此处使用截面回归来检验假说 6。我们选择累计异常收益率法(CAR) 测算 IPO 股票 的长期收益率 并且使用市场指数收益率代表股票的正常收益率 以新股发行价格作为累 计运算的基础 ,分别计算上市 6 个月、8 个月、10 个月和 12 个月的 CAR 作为被解释变量。

核心的解释变量是定价前(C 点) 的异常网络搜索量 ,搜索区间起点包括两个: 预披 露日(A点)和招股日(B点)。此外 我们在回归中还控制了 IPO 的各类特征因素。

(2) 实证结果

回归结果列示在表 6 从中可以看到: 当以上市 6 个月后的 CAR 作为被解释变量时,

AC 和 BC 时段内的个体关注度的回归系数都是负数 ,并且都至少在 5% 的水平上具有统计显著性。当把被解释变量换为上市后 8 个月、10 个月、12 个月等其它时段内的 CAR 时 ,个体关注度的回归系数都显著为负 ,这意味着个体网络搜索量这个事前指标确实对后市收益率具有稳健的预测能力。总体来看 ,实证结果支持假说 6。

因变量自变量	CAR -6月	CAR -8 月	CAR - 10 月	CAR - 12 月	CAR-6月	CAR-8月	CAR - 10 月	CAR - 12 月
常数项	- 0. 6586	-0. 9300	-0. 9048	-0. 7362	-0.5900	-0.8828	-0.8194	-0.6913
	[- 1. 1374]	[-1. 3871]	[-1. 3772]	[-1. 0562]	[-1.0129]	[-1.3118]	[-1.2442]	[-0.9883]
投资者关注度 (AC)	-0.0198*** [-3.2898]	-0. 0138 ** [-2. 1375]	-0.0240*** [-3.6385]	-0. 0136** [-2. 0723]	_	_	_	_
投资者关注度 (BC)	_	_	_	_	- 0. 0207 *** [- 3. 3877]	-0. 0148** [-2. 2552]		-0.0151** [-2.2230]
总资产	0. 0542**	0. 0655 **	0. 0626**	0. 0495	0. 0511*	0. 0635 **	0. 0590°	0. 0476
(对数)	[2. 0966]	[2. 1471]	[2. 0735]	[1. 5341]	[1. 9661]	[2. 0738]	[1. 9522]	[1. 4713]
资产	-0.3265*	- 0. 4465 ***	-0.4539**	-0.4065**	- 0. 3172*	-0.4403**	-0.4430**	- 0. 4021 **
负债率	[-1.9269]	[- 2. 5953]	[-2.3772]	[-2.0962]	[-1. 8750]	[-2.5658]	[-2.3260]	[- 2. 0767]
净资产	0. 0001	-0.0007	-0.0011	-0.0021	0. 0000	-0.0007	-0.0012	- 0. 0021
回报率	[0. 0557]	[-0.3765]	[-0.6264]	[-1.0931]	[0. 0001]	[-0.4132]	[-0.6948]	[-1. 1217]
经营风险	- 0. 2634	-0. 2131	-0. 1109	-0. 1871	-0. 2671	-0. 2158	-0.1170	-0. 1925
	[- 1. 3613]	[-1. 1573]	[-0. 5992]	[-0. 9597]	[-1. 3891]	[-1. 1777]	[-0.6390]	[-0. 9922]
年龄	- 0. 0298	-0.0257	-0.0094	-0.0167	-0.0305	-0.0261	-0.0097	- 0. 0166
(对数)	[-1. 0905]	[-0.9222]	[-0.3154]	[-0.5652]	[-1.1222]	[-0.9394]	[-0.3305]	[- 0. 5649]
企业产权	- 0. 0568	- 0. 0808	-0. 1214	- 0. 1102	- 0. 0566	- 0. 0807	- 0. 1215	-0. 1097
性质	[- 0. 7430]	[-1. 1613]	[-1. 5635]	[-1. 2528]	[-0. 7366]	[-1. 1577]	[-1. 5667]	[-1. 2517]
上市板块	0. 0217	0. 0839	0. 0364	0. 0135	0. 0195	0. 0820	0. 0325	0. 0116
	[0. 4669]	[1. 6142]	[0. 6947]	[0. 2636]	[0. 4174]	[1. 5744]	[0. 6186]	[0. 2255]
承销商	- 0. 7201	-0.4415	-0. 8946	-0.7446	-0.7138	- 0. 4364	-0.8821	- 0. 7397
声誉	[- 1. 1001]	[-0.6375]	[-1. 1826]	[-0.9335]	[-1.0878]	[- 0. 6296]	[-1.1669]	[- 0. 9285]
调整 R 平方	0. 0379	0. 0341	0. 0472	0. 0240	0. 0379	0. 0349	0. 0516	0. 0257

表 6 关于个体投资者情绪强度与 IPO 长期回报率之间关系的回归结果

(三)稳健性检验

为了保证实证结果的稳健性,此提供一个关于事前媒体报道量煽动事后投资者情绪的更为直接的证据。此处借鉴韩立岩和伍燕然(2007)、张雅慧等(2012)等、汪昌云等(2015)文献,使用 IPO 上市首日的换手率来测度投资者情绪强度,以此作为被解释变量,用各时段内的两类新闻统计量作为解释变量,然后控制各类常见变量后进行截面回归^⑧。回归结果显示: 媒体报道量与以首日换手率测度的投资者情绪依然呈现出显著的正相关

⑧ 限于篇幅 ,此处省略了回归表格 ,读者如有需要 ,可向作者索取。

关系 这意味着媒体报道能够煽动投资者情绪的实证结果是相对稳健的。

四、结论

本文以中国企业首次公开发行上市为背景,基于百度新闻这种全新的新闻统计工具,系统研究了中国媒体报道在企业 IPO 过程中影响新股发行价格的内在机制,结果发现: (1) 媒体对中国企业 IPO 之前的报道存在明显的正向偏差,绝大多数报道在性质上接近于对企业的软广告。(2) 发行人可以通过媒体公关行为影响正向新闻数量,企业在发行上市前所获得新闻报道总量与其投入的媒体公关费用呈现出显著的正相关关系。(3) 新闻报道能够有效提高个体投资者对相关企业的关注程度,煽动其乐观情绪,新闻报道数量越多,个体投资者对相关企业的网络搜索数量越大。(4) 个体投资者对相关企业的关注程度越高,参与该 IPO 认购的个体数量越多,认购需求数量越大。(5) 机构投资者倾向于利用个体的乐观情绪谋利,个体的关注度越高,情绪越乐观,参与询价的机构数量会越多,其对该 IPO 新股的认购需求会越大,并且询价机构报价均值相对初始发行价格区间的上调幅度就会越高,进而导致最终的发行价格上调幅度越大。(6) 新股发行价格中的情绪泡沫在长期内将逐渐消退,而定价前的个体关注度具有对 IPO 长期表现的预测能力,即定价前的个体关注度越高,发行价格中的泡沫越严重,则该 IPO 的长期股价表现会越差。

参考文献

- [1] 韩立岩、伍燕然 2007, 《投资者情绪与 IPO 之谜——抑价或者溢价》, 《管理世界》第 3 期, 第 51~61页。
- [2] 黄俊、陈信元 2013,《媒体报道与 IPO 抑价——来自创业板的证据》,《管理科学学报》第 2 期 ,第 83 ~ 94 页。
- [3] 黄瑜琴、李莉和陶利斌 2013,《机构投资者报价行为、承销商定价策略与 IPO 市场表现研究》,《金融研究》第7期, 第180~193页。
- [4] 孔东民、刘莎莎和应千伟 2013,《公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜》,《管理世界》第7期 第145~162页。
- [5]李培功、沈艺峰 2010,《媒体的公司治理作用:中国的经验证据》,《经济研究》第4期 第14~27页。
- [6]李培功、徐淑美 2013,《媒体的公司治理作用——共识与分歧》,《金融研究》第4期,第196~206页。
- [7] 刘雷 2013,《投资者有限理性行为模型: 现状与展望》,《科学决策》第10期 第81~94页。
- [8]邵新建、薛熠、江萍、赵映雪和郑文才 2013,《投资者情绪、承销商定价与 IPO 新股回报率》,《金融研究》第 4 期 第 127~141 页。
- [9]宋双杰、曹晖和杨坤 2011,《投资者关注与 IPO 异象——来自网络搜索量的经验证据》,《经济研究》增 1 期 ,第 145~155 页。
- [10]汪昌云、武佳薇、孙艳梅、甘顺利 2015,《公司的媒体信息管理行为与 IPO 定价效率》,《管理世界》第1期,第118~129页。
- [11]游家兴、吴静 2012,《沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价》,《经济研究》第7期,第141~152页。
- [12] 俞红海、刘烨和李心丹 2013,《询价制度改革与中国股市 IPO"三高"问题——基于网下机构投资者报价视角的研究》,《金融研究》第10期,第167~180页。
- [13]余峰燕、郝项超和梁琪 2012,《媒体重复信息行为影响了资产价格吗》,《金融研究》第10期,第139~152页。
- [14]俞庆进、张兵 2012,《投资者有限关注与股票收益——以百度指数作为关注度的一项实证研究》,《金融研究》第 8 期 第 152~165 页。

- [15] 张雅慧、万迪昉和付雷鸣 2012,《媒体报道与 IPO 绩效: 信息不对称还是投资者情绪》,《证券市场导报》第 1 期,第 $70 \sim 77$ 页。
- [16]赵龙凯、陆子昱和王致远 2013、《众里寻"股"千百度——股票收益率与百度搜索量关系的实证探究》、《金融研究》第4期 第183~195页。
- [17] Barber Brad and Terrance Odean ,2008, "All that Glitters: the Effects of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors", Review of Financial Studies, vol. 21, pp. 785 ~818.
- [18] Cook Douglas, Robert Kieschnick and Robert Van Ness. 2006. "On the Marketing of IPOs", Journal of Financial Economics, 82(1):35~61.
- [19] Da Zhi, Joseph Engelberg and Pengjie Gao. 2011. "In Search of Attention", Journal of Finance, 66(5): 1461 ~ 1499.
- [20] Gurun Umit and Alexander Butler , 2012, "Don't Believe the Hype: Local Media Slant , Local Advertising and Firm Value" , Journal of Finance , vol. 67 , pp. 561 ~ 597.
- [21] Li Jiang and Gao Li , 2013, "Investor Sentiment and IPO Pricing during Pre market and Aftermarket Periods: Evidence from Hong Kong", Pacific Basin Finance Journal , vol. 23, pp. 65 ~ 82.
- [22] Ljungqvist, Alexander, Vikram K. Nanda, and Rajdeep Singh, 2006, "Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing", Journal of Business, vol. 79, pp. 1667 ~ 1702.
- [23] Pollock G. Timothy and Violina P. Rindova. 2003. "Media Legitimation Effects in the Market for Initial Public Offerings", Academy of Management Journal, 46(5):631 ~642.

The Management of Media Public Relation, Investor Sentiment and Security Offerings

SHAO Xinjian HE Mingyan JIANG Ping XUE Yi LIAO Jingchi

(School of International Trade and Economics , University of International Business and Economics;

Center of Dataset , Industrial and Commercial Bank of China;

Institute of Research , Shen Zhen Stock Exchange)

Abstract: This paper investigates how the management of media public relation by issuers affects its security pricing. We find that issuer can increase the number of news about itself by spending more money on the management of media public relation. Moreover, this news which aims mainly at marketing the issuing security as advertisement is able to attract more attention of investors and mislead them to be more optimistic about the security value. The more attention, the more investors who will participate in the security subscription, and the more demand for the security, which results to a more positive adjustment of issuing price. However, the more attention of investors before pricing the security will leads to much worse long – term performance of the security when its trading price reverses to the true value in the long run. Our findings imply that there is a conflict between the promotion function of news media and its role as one outside corporate governor.

Key words: Management of media public relation , News coverage , Investor attention ,IPO

(责任编辑: 林梦瑶)(校对: ZL)