
媒体报道与 IPO 定价效率： 基于信息不对称与行为金融视角

熊 艳 李常青 魏志华*

内容提要 本文首次基于信息不对称与行为金融的双重视角,系统考察了媒体报道数量及倾向性对 IPO 定价效率的影响。研究表明:媒体报道能够降低询价过程中的信息不对称程度,使机构投资者的整体报价水平朝内在价值趋近,提高了一级市场定价效率;媒体报道也会加剧二级市场投资者非理性程度,增加首日换手率,降低二级市场定价效率;媒体报道在主板市场信息效应最强,在创业板市场情绪效应最强;媒体报道对 IPO 定价效率的影响随询价机制的完善而增强。因此,为使媒体在 IPO 市场中发挥有效的非正式制度角色,既要为媒体提供良好的报道环境,同时也应尽量减少媒体渲染情绪引发的不利影响。

关键词 媒体报道 IPO 定价效率 信息不对称 投资者情绪

一 引言

在中国当前新股定价市场化改革的背景下,如何使脱离管制的新股价格更接近上市公司的真实价值,是资本市场亟待解决的问题。伴随着新股价格管制的放开,首次公开发行(initial public offering, IPO)市场的价格泡沫愈发严重,“天价”IPO 股票不断

* 熊艳(通讯作者):北京大学光华管理学院 中国金融期货交易所博士后工作站 通信地址:上海市浦东新区世纪大道1600号陆家嘴广场四楼中国金融期货交易所 200122;李常青:厦门大学管理学院;魏志华:厦门大学经济学院 电子信箱:littlebear539@126.com(熊艳);lichangqing68@126.com(李常青);finjoy@126.com(魏志华)。

作者感谢国家自然科学基金(G0206-71172050)、国家自然科学基金(G0206-71102058)、中央高校基本科研业务费项目(2011221012)以及博士后科学基金(2013M530446)对本文的资助。作者同时感谢匿名审稿人提出的修改意见,当然文责自负。

涌现。譬如,2010 年中小板新股海普瑞发行价高达 148 元,其全面摊薄的市盈率达 70 倍以上,汉王科技、东方园林等公司在上市后一段时间内股价也突破了 100 元。但令人遗憾的是,这类 IPO“明星”股票上市时的股价表现往往与之后的公司业绩表现大相径庭,^①定价制度的市场化进程似乎并未有助于 IPO 的准确定价。

中国资本市场的制度体系尚不完善,导致新股定价的市场化改革无法一蹴而就。一方面,目前中国配套司法体系仍不完善,投资者非理性情绪盛行,市场化改革的制度环境堪忧;另一方面,新股发行市场化改革与发展相对缓慢的市场自律力量之间的矛盾一定程度上制约了资本市场的发展。在市场化改革进程中,随着政府行政干预淡出,市场对自律力量更加渴求。但相比其他发达国家或地区,中国资本市场的自律机制还不健全。^②为此,我们需要寻找新的思路为 IPO 定价市场化改革保驾护航。

目前已有部分学者探讨了非正式制度对市场资源的配置作用(张继焦,1999;陈志武,2005),近年来更是兴起了对媒体与资产定价效率的相关研究,其中包括媒体信息对资本市场效率(Frankel 和 Li,2004;Bushee 等,2010)以及媒体情绪对投资者的影响(Tetlock,2007;游家兴和吴静,2012)的研究。我们感兴趣的是,在 IPO 市场中,媒体报道究竟是加速信息扩散而提高市场效率,还是加剧投资者非理性情绪而使股票价格偏离内在价值?对这一问题的探讨,将有益于丰富并推动媒体与资产定价效率的研究,并能为新股定价市场化改革寻求非正式制度支持,为完善资本市场的自律机制提供重要借鉴。与相关文献相比,本文首次在准确衡量 IPO 定价效率、基于双重视角分析媒体报道影响的作用效果及机理、考察媒体报道倾向性影响等方面有所突破。

首先,在定价效率指标衡量方面,本文重新构建了 IPO 定价效率指标,并将其划分为一级市场和二级市场定价效率两部分展开讨论。已有文献主要从 IPO 折价(即 IPO 首日收益率)的角度讨论媒体报道与定价效率的关系,发现媒体报道通过引发投资者情绪增加了 IPO 折价(DuCharme 等,2001;Ho 等,2001;Cook 等,2006;张雅慧等,2012)。但是,这些文献将 IPO 折价作为 IPO 定价效率的代理变量不可避免地存在一些缺陷。一方面,如果将 IPO 折价作为定价效率的代理变量,可能无法真实、完整地呈现整个新股市场的定价效率。一是资本市场并非完全有效,IPO 折价作为定价效率替

① 海普瑞自 2010 年 5 月上市后股价长期处于跌破发行价状态,2011 年一季度业绩骤降 39.11%;汉王科技因 2011 年前三季度巨亏、股价全年跌幅高达 73.2%、涉嫌披露违规而被证监会立案稽查;东方园林则陷入了政绩工程模式难持续、存在内部交易等问题的舆论漩涡。

② 中国资本市场的自律机制失效表现在证券业协会及证券交易所等自律组织负责人多由政府任免,证券业协会工作人员由政府机构人员兼任,交易所也尚未真正建立会员制或公司制的治理结构,在政府过多干预下其独立性无法得到保证(万瑶华,2010)。

代变量所隐含的假设条件(首日收盘价是公司内在价值的无偏估计)在现实中难以满足。二是一级市场和二级市场的股票价格形成机制有别,而 IPO 折价使用上市首日收盘价与发行价的差额除以发行价作为度量指标,混合了一级市场和二级市场的股票定价问题。另一方面,一级市场与二级市场的理性程度存在较大差异,媒体报道对这两个市场定价效率的影响是否相同有待考证。目前,鲜有文献区别看待这两个市场间的定价效率问题,更无研究关注媒体在其中的异质性影响。因此,本文通过估算股票的内在价值,重新构建了 IPO 定价效率指标,试图深入探索 IPO 的定价效率问题。

其次,为全面考察媒体报道与 IPO 定价效率的关系,本文兼顾信息不对称与行为金融的研究视角,由表及里地分析媒体报道的作用效果及作用机理。在现实世界中,噪音信息与真实信息往往相互混杂,加之传递与吸收信息存在成本,处于信息劣势的投资者呈现出有限理性的特征,信息不对称与投资者有限理性在市场中同时并存,它们的相互作用和叠加会使资本市场的效率更为低下(翟林瑜,2004)。在这种情况下,仅从信息不对称或行为金融的单一视角来理解 IPO 定价机制是不够的,我们需要将二者纳入统一的分析框架。一个可能的设想是,当投资者理性时,媒体报道为资本市场注入大量信息,能降低 IPO 定价过程中的信息不对称程度,提高定价效率;而当投资者非理性时,则可能为媒体炒作 IPO 股票提供空间,媒体报道反而会降低定价效率。本文试图对上述设想进行验证,并分析媒体报道同时影响信息不对称和投资者非理性的作用机理。

最后,在度量媒体报道方面,本文不仅关注了媒体报道数量,同时也侧重于考察媒体报道倾向对定价效率的作用效果及作用机理。这是因为媒体发布正面报道和负面报道引致的市场影响可能截然不同,在文中加入对媒体报道倾向的考察,可使对媒体报道与 IPO 定价效率的研究更全面。为最大限度地消除媒体报道可能存在的内生性带来的影响,本文同时采用普通最小二乘法和两阶段最小二乘法进行检验,并根据各个媒体变量分别选取不同的工具变量进行研究。

二 理论分析及研究假设

(一)文献综述

尽管学术界已开始研究媒体监督与公司治理的关系(杨德明和令媛媛,2011;戴亦一等,2011;罗进辉,2012),但现有文献对媒体和资产定价效率的关注仍然比较缺乏。围绕媒体报道与定价效率二者关系的研究较为有限,主要从信息不对称和行为金融两个视角进行。从信息不对称的视角来看,媒体报道可能有助于增进股票定价效

率。已有研究证实,媒体作为信息中介,能够通过传播新信息,丰富公司的外部信息环境,加深公司信息披露的传播效应。同时,媒体报道有助于削弱知情交易者的信息优势,从而降低信息不对称程度(Frankel 和 Li, 2004; Bushee 等, 2010),降低投资者在处理信息时的私人成本(Dyck 等, 2008),使投资者基于媒体信息确定的交易价格更加公平,降低资产定价偏误程度,增强市场的有效性。由于 IPO 公司的曝光度低、历史信息及股价数据缺失,投资者与 IPO 公司之间的信息不对称程度更高。理论上,媒体的信息中介职能可能在 IPO 市场表现得更为突出。但遗憾的是,已有研究只得到了媒体报道增进股票定价效率的结论,而缺少媒体报道能提高 IPO 定价效率的经验证据。

从行为金融的研究视角来看,媒体报道可能会降低股票定价效率。许多研究发现,媒体报道通过影响投资者情绪进而导致资产误定价,投资者情绪越高涨或越低落时,资产定价偏误程度越高(Shiller, 2005; Tetlock, 2007; Hong 和 Stein, 2007; Chen 等, 2013; 游家兴和吴静, 2012)。与信息不对称视角的研究缺乏相关经验证据形成鲜明对比的是,许多研究对媒体报道加剧 IPO 市场投资者情绪的观点给予了支持。媒体散布谣言假说(buzz hypothesis)指出, IPO 公司通过上市前连篇累牍的媒体报道吸引更多的公众注意力,使投资者情绪高涨,并将 IPO 公司上市首日的股价推得更高,导致随后折价更多(DuCharme 等, 2001; Ho 等, 2001)。DuCharme 等(2001)以 1988 ~ 1999 年上市的 354 家因特网公司为研究对象,考察这些公司在上市前一周的报道数量与 IPO 折价的关系,发现媒体报道与 IPO 折价正相关。与之类似, Ho 等(2001)在 DuCharme 等(2001)研究的基础上,以媒体报道数量度量股票炒作,考察 1999 ~ 2000 年澳大利亚科技公司的 IPO 折价问题。他们发现,在 IPO 热市中媒体关注程度越高的公司折价越多。Cook 等(2006)发现承销商从保荐公司获得的收益与该公司的媒体曝光度正相关,这说明承销商可能借助媒体对 IPO 公司进行上市推广并从中获利。承销商的推广活动加剧了投资者对 IPO 公司的非理性情绪,使发行价不合理地偏离基本面价值,进而表现为媒体报道量与 IPO 折价正相关。类似地, Liu 等(2011)也发现 IPO 公司上市前的媒体报道量与 IPO 折价正相关。但与前述研究稍有不同的是,他们认为该现象是由媒体吸引投资者注意力从而激发更多的市场需求所致。

前述研究均以 IPO 折价作为定价效率指标,进而得到媒体报道与 IPO 折价正相关的结论。但是,以 IPO 折价作为指标衡量定价效率无疑会将一级市场和二级市场的定价效率混合在一起,未必能真实、完整地呈现整个新股市场的定价效率,由此得出媒体报道降低 IPO 定价效率的推断是否可靠值得进一步检验。一个可能更为合理的方法是,寻找直接的定价效率度量指标。比如,通过可靠的模型估计 IPO 公司的内在价值,

并以此为标杆测度 IPO 定价效率。考虑到一级市场和二级市场的差异,我们将 IPO 定价效率分解为一级市场定价效率和二级市场定价效率进行研究。^①

(二) 本文研究假设

1. 媒体报道对 IPO 定价效率的影响

本文将信息不对称与行为金融视角相结合,主要是考虑到信息不对称与投资者非理性在现实的资本市场中同时存在,而且二者具有紧密的逻辑联系。从信息不对称视角来看,媒体报道释放出的信息类型本身具有异质性,这导致媒体报道对定价效率的影响具有两种可能性。一般而言,信息大体可分为两种:一种是硬信息,特点是标准化、可量化和易存储,如会计盈余、股票收益率等;另一种则是软信息,特点是主观性强和定性描述,如市场传闻、管理层未来展望、市场评论等,需要投资者理解语言措辞及语调方面的细微差别。通常而言,投资者对软信息的处理成本会高于硬信息,尤以对基本面的积极因素和未来展望的处理成本最高(Petersen, 2004; Engelberg, 2008)。正是由于软信息的存在,导致媒体报道既可能改善信息不完整的现状,也可能使信息分布更加不对称,其结果将因投资者的信息处理能力不同而产生差异。若软信息被信息处理能力强的投资者接收,则有助于降低其与 IPO 公司之间的信息不对称程度,^②否则可能产生信息损耗,甚至被误读而加剧投资者情绪。

从投资者非理性的角度来看,一级市场的理性程度普遍高于二级市场,导致媒体报道对不同市场的定价效率影响不同。这是因为一级市场中参与询价的全部为机构投资者,其对信息的理解及确证能力强于个人投资者,而二级市场的参与主体除机构投资者外,更多的是个人投资者,尤其是在新股上市首日,投资者队伍基本由个人投资者构成。^③机构投资者作为市场中专业的投资者群体,更易对公司经营状况及价格走势形成专业判断,对信息的吸收和理解能力强于个人投资者。此外,机构投资者对信息的确证能力要强于个人投资者。他们参与询价能够获取更多未经公开的信息,如承销商提供的投资价值研究报告等,同时还可以直接与发行人沟通进行信息确证。因而

① 已有少量研究对 IPO 折价进行了类似的分解,如 Gao(2010)和 Jiang 等(2011),他们都把二级市场视为纯粹非理性的市场。

② 为简化分析,本文将市场中有限理性的投资者转化为两种极端类型:理性投资者与非理性投资者。

③ 据沪深两证交所统计,在深沪两市新股上市首日交易中,个人投资者是买入的绝对主力,他们多为博取短期收益“炒新”,但在新股上市后数日往往出现大幅亏损,而基金、券商、保险等专业机构投资者表现相对理性,较少参与首日买入。以创业板为例,2009年10月底至2011年10月底,上市首日个人投资者买入金额占比高达95.06%。详见 [http://edu.sse.com.cn/sseportal/newedu/jsp/c200301_p1417.jsp? INCLUDEPAGE=/newedu/static/35547.jsp](http://edu.sse.com.cn/sseportal/newedu/jsp/c200301_p1417.jsp?INCLUDEPAGE=/newedu/static/35547.jsp) 及 <http://www.szse.cn/main/investor/fxjy/tzfx/39747156.shtml>。

机构投资者的定价决策行为更为缓慢而冷静,一级市场非理性程度较低。与之相反,限于信息的可得性,个人投资者了解待发新股的唯一信息渠道可能就是媒体报道,因而个人投资者情绪更容易被媒体报道影响。Cook 等(2006)发现投资者的交易规模与 IPO 首日收益率负相关,他们认为这是因为非理性的个人投资者情绪高涨,推高了 IPO 公司上市首日价格。

本文预期在理性程度较高的一级市场,媒体报道的信息效应占优,该效应将提高发行价定价效率;但在投资者理性程度较低的二级市场,媒体报道的情绪效应可能更为明显,该效应会降低定价效率。同时,由于 2013 年 12 月之前中国股票市场在新股上市首日不设涨跌幅限制,^①加之一级市场积聚了大量打新资金,媒体报道的情绪效应在上市首日表现得尤为明显。本文对二级市场定价效率的考察主要集中在上市首日收盘价的定价效率上。

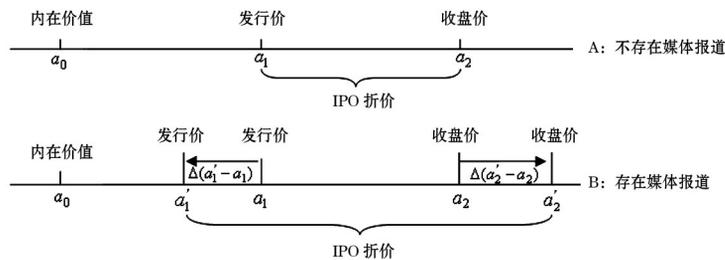


图 1 媒体报道对 IPO 定价效率的影响

图 1 为对前述论述的直观描述。媒体报道导致 IPO 折价的增加由两部分构成,一部分来自于媒体报道推动发行价向内在价值逼近产生的差值 ($\Delta(a_1 - a_1')$),另一

部分则来自于媒体报道将上市首日收盘价推离内在价值产生的差值 ($\Delta(a_2 - a_2')$),最终表现为 IPO 折价程度增加。当前为数不多的文献认为,媒体报道引致折价程度的增加完全由 $\Delta(a_2 - a_2')$ 构成,而本文试图验证的则是 $\Delta(a_1 - a_1')$ 部分是否同样存在。与之对应的假设如下:

假设 1a: 媒体报道数量与 IPO 公司的发行价定价效率正相关。

假设 1b: 媒体报道数量与 IPO 公司的首日收盘价定价效率负相关。

2. 媒体报道对定价效率的作用机理

对媒体报道作用机理的探究意义在于,媒体报道对 IPO 定价效率的影响并非直接

^① 为加强新股上市初期交易监管,2013 年 12 月 13 日上海证券交易所发布《关于进一步加强新股上市初期交易监管的通知》,首次增加了新股上市首日申报价格的控制措施,规定集合竞价阶段有效申报价格不得高于发行价格的 120% 且不得低于发行价格的 80%,连续竞价阶段有效申报价格不得高于发行价格的 144% 且不得低于发行价格的 64%。同期,深圳证券交易所也发布了《关于首次公开发行股票上市首日盘中临时停牌制度等事项的通知》,对新股上市首日价格涨跌幅度做了相应限制。

产生,而是经由媒体报道影响信息不对称及投资者情绪实现。如果媒体改变了一级市场询价过程的信息扩散效果,势必会影响机构投资者询价的准确性。在中国,询价区间是承销商依据投资者的初步询价结果决定的,发行价一般设定在询价区间内。^① Jenkinson 等(2006)指出,信息揭示会更多地出现在初步询价阶段,而对随后的累积投标询价阶段的需求揭示感受相对迟钝。^② 故机构投资者在询价阶段的报价在一定程度上体现了投资者所掌握的信息量,信息越充分,投资者对股票价值的判断越准确,报价越趋近股票内在价值。询价区间中点代表了投资者对股票价值判断的平均水平,不少文献将询价区间中点作为最终发行价的无偏估计(Hanley, 1993; Loughran 和 Ritter, 2002)。理论上,媒体报道提供的有用信息越多,定价效率越高,询价区间中点将越靠近股票内在价值。因此,本文提出:

假设 2a: 媒体报道数量与 IPO 公司询价区间偏移负相关。

情绪能够影响投资者的风险态度和对股票价格的评估,并且投资者的决策行为也部分地被情绪左右(童盼和王旭芳,2010)。如果媒体报道加剧了二级市场的投资者情绪,则会提高 IPO 公司的首日换手率。根据 Baker 和 Stein(2004)的分析,在非理性投资者情绪高涨时,相对于理性投资者更会高估股价,市场会因其交易活跃而更具流动性。而在非理性投资者情绪消极时,卖空限制会将他们驱逐出市场。因此,市场的流动性(换手率)能大体衡量市场中的投资者情绪。由于国内新股发行存在卖空限制,且投资者的观点分歧严重,价格只反映最乐观投资者的预期,导致新股经常被高估,代表观点分歧的换手率能反映投资者的情绪,因而可作为投资者情绪的代理变量(韩立岩和伍燕然,2007;张雅慧等,2012)。因此,本文提出:

假设 2b: 媒体报道数量与 IPO 公司的首日换手率正相关。

媒体报道对 IPO 定价效率的作用机理将因一级市场和二级市场存在区别而有所差异。如前所述,在一级市场中,市场以较为理性的机构投资者为主,此时媒体报道有助于降低发行人与投资者之间的信息不对称程度,从而提高发行价定价效率。而在二级市场中,尽管媒体报道既会加剧投资者情绪也会降低信息不对称程度,但在新股上市首日,市场中理性程度较低的个人投资者居多,媒体报道对投资者情绪的影响将占据主导地位,从而表现为媒体报道降低新股定价效率。概言之,在一级市场和二级市

^① 承销商按照所有机构投资者报价的中位数、均值以及基金机构报价的中位数和均值来最终确定发行价,这一发行价一般不会超出询价区间(严小洋,2008)。这一点与绝大多数欧洲国家类似,他们的发行价一般也会位于询价区间内,经 Jenkinson 等(2006)统计,欧洲国家股票市场中发行价超出初始报价范围的仅占总样本的 1/10 左右。

^② 这是因为只有参与初步询价且有效报价的询价对象,才有参与累计投标询价和网下配售的资格,投资者有动机在初步询价阶段积极报价,真实地揭示自身的需求信息。

场中,媒体报道可能分别通过影响信息不对称(询价区间偏移)、投资者情绪(首日换手率)来影响 IPO 定价效率。因此,本文提出:

假设 2c:媒体报道通过降低询价过程的信息不对称程度(询价区间偏移)而提高发行价定价效率。

假设 2d:媒体报道通过加剧二级市场的投资者情绪(首日换手率)而降低首日收盘价定价效率。

3. 媒体报道倾向与 IPO 定价效率

投资者情绪是投资活动中“基于情感的判断”,因心理或认知上的偏差产生的对风险资产未来收益分布的错误看法(王美今和孙建军,2004)。如果将媒体报道按报道性质区分研究,会得到媒体正面报道倾向对投资者情绪有影响的推断,而且相比负面报道,正面报道更容易“炒热”题材,加剧投资者认知偏差,进而推高投资者情绪而使市场更具流动性和波动性。相比而言,负面报道释放出的利空信息则会让题材“冷却”,降低投资者交易意愿。因此,本文提出:

假设 3a:是否存在正面报道、正面报道倾向与 IPO 公司的首日换手率正相关。

从投资者非理性的角度来看,如果媒体的正面报道倾向加剧了投资者情绪,将会增加首日收盘价定价偏差。而从信息不对称的视角来看,不论媒体报道释放了正面信息还是负面信息,只会增加市场中的信息含量,而报道的倾向性不会显著影响市场中的信息不对称程度,即报道倾向与发行价定价效率不显著相关。据此,本文提出:

假设 3b:是否存在正面报道、媒体正面报道倾向与 IPO 公司的首日收盘价定价效率负相关,而与发行价定价效率不相关。

三 研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2005 年 1 月 1 日至 2011 年 6 月 11 日在深交所和上交所上市的 875 家 A 股上市公司为研究样本,选择这一时期的样本主要出于如下原因:(1)中国的新股发行体制历经了几个不同的阶段,2005 年起实行新股询价制,开始实施一系列市场化的新股发行制度安排。为保证研究区间内各样本所面临的制度因素连贯和一致,我们集中考察了 2005 年后上市的公司样本,以消除制度环境变化可能对研究结论带来的噪音。(2)目前国内许多关于新股发行的研究样本期间早于 2005 年,该时期国内对新股发行管制较多,而国外资本市场已实行通过询价制确定新股发行价的机制,这导

致国内早期的研究结论与国外研究的可比性较差。为了更好地对比国外相关研究结论,本文将研究区间集中在2005年之后。(3)本文对IPO定价效率的分解需获得一级市场询价的相关数据,这些数据只有在2005年启用询价制之后方可获得。

本文通过中国资讯网(<http://www.infobank.cn/>)的中国经济新闻库手工搜索并整理了875家IPO公司在上市前一年的新闻报道条数。^①为避免新闻报道只是附带提到目标上市公司的情况出现,我们采用限定关键词的方式检索标题。此外,在搜索股票名称关键词时,我们特别考虑了媒体报道股票名称的多样性。例如,当股票名称为“某某股份”、“某某金属”时,在搜索的同时我们会去除“股份”、“金属”等字词进行重新搜索。如遇多个相同名称的公司,则通过核实注册地及主营业务逐一排除。对于有过股票更名经历的公司,以上市当年的股票名称为准。在搜索过程中,我们剔除了与目标公司无关的新闻。

我们通过人工阅读判断报道的正负性质,当标题中含有正面(负面)词汇时,该报道为正面(负面)报道;既未出现正面词汇,又未出现负面词汇,则为中性报道。其中,正面词汇涵盖了市场类、业绩类、事件类等方面的词汇,包括成功、突破、上涨、创新高、优势、领跑、第一、荣获、夺冠、引领、升级、前景光明、龙头、跃居、高达、飙升、暴涨、热捧、超出预期、受益、机遇等;负面词汇则涉及质疑、暴跌、高管辞职、下降、大跌、违规、事故等。

本文的公司财务数据主要来源于RESSET和WIND数据库。另外,我们搜集了交易所发布的IPO公司的发行及初步询价结果等公告文件,对机构投资者在初步询价阶段的报价数据进行手工整理。^②本文剔除了部分关键数据缺失的样本,包括未披露具体询价数据的样本,^③最终得到588家有询价数据的IPO公司样本。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文考察的IPO定价效率包括一级市场定价效率和二级市场定价效率,前者以一

① 国内研究媒体报道的数据来源主要有上市公司资讯网、《中国证券报》、中国重要报纸全文数据库以及和讯网。其中,和讯网无法限定时间区间搜索新闻,且提供的和讯关注度数据基于和讯网站浏览用户数据,不适合作为媒体报道的度量。中国证券报网只涵盖一家报纸媒体,而上市公司资讯网的媒体覆盖面也相对较窄,这些媒体主要关注上市公司新闻,对拟上市公司关注较少,不利于本文研究问题的展开。我们经比较发现,在几种媒体数据来源中,中国资讯网搜索获得的结果最为全面,最终选用中国资讯网作为本文媒体报道的数据来源。

② 我们搜集的公告文件包括“首次公开发行股票网下摇号中签及配售结果公告”、“首次公开发行股票发行价格区间及初步询价结果公告”及“首次公开发行股票并在创业板上市发行公告”等。

③ 未披露询价数据的样本为2009年7月1日~2010年11月22日上市的中小企业板及主板IPO公司,我们推测这可能由政策所致,2009年后,交易所放松对主板和中小板询价数据的披露要求,直到2010年10月发布《关于深化新股发行体制改革的指导意见》后才要求IPO公司增强定价信息透明度。

级市场的发行价定价偏差 (*bias1*) 度量,即发行价格/内在价值-1, *bias1* 值越大,则发行价定价效率越低;^①后者则以二级市场的上市首日收盘价定价偏差 (*bias2*) 度量,即上市首日收盘价/内在价值-1, *bias2* 值越大,则首日收盘价定价效率越低。同时,为与已有研究可比,本文考察了 IPO 折价程度——首日收益率 (*discount*),并选用经市场调整后的首日超额收益率 $discount_ar = \frac{P_{it} - P_{i0}}{P_{i0}} - \frac{P_{mt} - P_{m0}}{P_{m0}}$ 来度量。其中, P_{it} 为股票 *i* 在上市首日的收盘价, P_{i0} 为股票 *i* 的发行价, P_{m0} 为股票 *i* 发行时的市场指数, P_{mt} 为股票 *i* 上市首日的市场指数价格。这里分别以上证综指 (000001) 和深圳综指 (399106) 度量在上交所和深交所上市的 IPO 公司的 P_{m0} 和 P_{mt} 。^②

询价区间偏移体现了初步询价阶段机构投资者整体报价水平 (报价中点) 偏离股票内在价值的幅度。询价区间中点为机构投资者在询价过程中给出的最高价 (*up*) 与最低价 (*down*) 的均值,询价区间偏移为询价区间中点/内在价值-1。

换手率是标准化后的股票交易量指标,本文采用上市首日换手率度量 IPO 公司上市首日的投资者情绪。

2. 解释变量

本文的主要解释变量 *totmed* 为媒体报道篇数取对数。在媒体报道倾向的设计中,我们以是否存在正面 (负面) 报道 (*goodnews*, *badnews*) 以及媒体报道倾向 (*slant*) 等变量多角度地测度媒体报道倾向,具体变量定义见表 1。

3. 主要控制变量

成立时间 (*age*) 为 IPO 公司自成立之日起距离上市日期的年数。理论上, IPO 公司成立时间越长,投资者所能获得的公司信息越充分,投资者与发行人之间信息越对称, IPO 折价程度越小 (陈工孟和高宁, 2000)。

募资规模 (*issuicapital*) 为首发募集资金取对数。公司发行规模越大,流通股本越大,股价越不容易被炒高,折价程度相对越小 (韩德宗和陈静, 2001)。

承销费用率 (*undfeer*) 是承销费用与募资金额之比。郭海星等 (2011) 指出,承销商收取的服务费用越高,越可能引发机会主义行为,产生道德风险问题,并使发行价格偏离内在价值。

repu_udwter 为是否是高声誉承销商的虚拟变量。承销商的声誉越高,在缓解股票

① 内在价值的确定采用剩余收益模型进行估算,详见后文。

② 由于创业板指数始于 2010 年 6 月、中小板指数始于 2005 年 6 月,都晚于本文的股票样本数据起始点,故本文统一以深圳综指对应在深圳交易所上市的全体公司。

市场信息不对称方面的作用越强 (Chemmanur 和 Fulghieri, 1994), 承销的公司股票折价程度越小 (Beatty 和 Ritter, 1986)。根据中国证券业协会的承销家数排名, 我们设置当 IPO 公司聘请的承销商在其上市前一年的承销家数进入排名前 20 位时, $repu_udwter$ 为 1 (高声誉承销商), 否则为 0。另外, 由于部分上市公司采用联席保荐, 会聘请多家机构承销 (约占总样本量 4%), 只要被该公司聘请的多家承销商机构中有一家进入了承销家数排名前 20 位, 则这家公司的 $repu_udwter$ 为 1, 否则为 0。

表 1 主要变量定义一览表

变量类型	变量名称	符号	变量定义
	首日超额收益率	$discount_ar$	$discount_ar = \frac{P_{it} - P_{i0}}{P_{i0}} - \frac{P_{mt} - P_{m0}}{P_{m0}}$
被解释变量	发行价定价偏差	$bias1$	发行价格/内在价值-1
	首日收盘价定价偏差	$bias2$	上市首日收盘价/内在价值-1
	询价区间偏移	$deviation$	询价区间中点/内在价值-1
	首日换手率	$turnover$	上市首日股票交易量与发行在外股份数之比
解释变量	媒体报道数量	$totmed$	\ln (IPO 公司上市前一年的媒体报道篇数)
	是否存在正面(负面)报道	$goodnews$ $badnews$	当存在正面媒体报道时 $goodnews$ 取 1, 否则为 0
	正面报道倾向	$slant$	为正面报道量与负面报道量之比
控制变量	利润率	$profitr$	IPO 公司上市前一年的净利润占总收入比
	资产负债率	lev	IPO 公司上市前一年的总负债/总资产
	成立时间	age	IPO 公司成立至上市的年数
	募资规模	$issuicapital$	首发募集资金金额取对数
	承销费用率	$undfeer$	承销费用占募资规模比
	承销商声誉	$repu_udwter$	当 IPO 公司聘请的承销商进入前一年中国证券业协会公布的承销家数排名前 20 时取 1, 否则为 0
	审计师声誉	$repu_acco$	当 IPO 公司聘请的事务所在发行前一年进入事务所综合排名前 10 时取 1, 否则为 0
	前期市盈率	pe_av	在 IPO 公司上市前一年中所有 IPO 公司发行市盈率均值
	市场冷热程度	hot	当年 IPO 发行家数

$repu_acco$ 为是否是高声誉审计师的虚拟变量。高声誉审计师往往能够完成高质量的审计, 有效验证财务报表信息的可靠性, 降低信息不对称程度, 使公司发行定价更

接近真实价格(王兵等,2009)。借鉴邱东阳(2010)的研究,本文使用 2005 ~ 2010 年度中国注册会计师协会公布的会计事务所评价综合排名,如果 IPO 公司聘请的事务所在其上市前一年进入综合排名前 10,则 $repu_acco$ 为 1(知名事务所),否则为 0(普通事务所)。^① 对于同时聘请了两家事务所的部分 IPO 公司(约占总样本量 0.57%),^② 只要所聘请的两家事务所其中之一进入了综合排名前 10,则 $repu_acco$ 为 1,否则为 0。

前期市盈率(pe_av)是在上市前一年所有 IPO 公司发行市盈率的均值。中国证监会对新股发行审核有个不成文的规定,即对 IPO 公司报送的发行价格进行上限控制,尤其是在 2009 年 6 月询价制度改革之前,发行价格受到了明确的市盈率倍数限制(严小洋,2008)。承销商在进行 IPO 时,会参照近两年的 IPO 发行市盈率定价。

市场冷热程度(hot)为当年 IPO 发行家数。研究发现,在发行热市上市的公司,其平均折价程度会高于其他阶段上市的公司(Ritter, 1984)。为此,我们采用 hot 来控制不同时期发行冷热程度可能对 IPO 折价产生的影响。

(三)研究方法及模型

1. 中介效应法

本文在验证媒体报道影响定价效率的作用机理时,采用的是中介效应(mediator effect)检验方法。检验中介效应是否显著的传统方法是依次检验因果链条中的回归系数(温忠麟等,2004),该方法在财务学问题方面的应用文献可参见周春梅(2009)与李婧等(2010),本文受篇幅所限不再赘述。验证媒体报道影响定价效率作用机理的中介效应步骤为:(1)用媒体报道对定价效率(包括发行价定价效率和首日收盘价效率)进行回归,如果得到显著的回归系数,说明媒体报道显著影响定价效率;(2)分别用媒体报道对信息不对称或投资者情绪的代理变量(中介变量)进行回归,如果回归系数显著,说明媒体报道同时影响信息不对称程度与投资者情绪;(3)用信息不对称或投资者情绪的代理变量对定价效率进行回归,如果回归系数显著,说明信息不对称或投资者情绪显著影响定价效率;(4)如果上述结果成立,再将媒体报道与信息不对称程度或投资者情绪同时放入模型对定价效率进行回归,此时如果媒体报道的回归系数显著性下降(或变得不显著),则说明媒体部分(完全)通过影响信息不对称或投资

① 中国注册会计师协会依据《会计师事务所综合评价办法(试行)》,以年度总收入、注册会计师人数、培训完成率、领军人才后备人选数、事务所和注册会计师的处罚、惩戒应减分值等几项指标为标准,对会计师事务所进行了综合评价。由于中注协仅提供了 2005 年起的排名,限于数据的可得性,且事务所各年排名起伏不大,2005 年新上市公司聘请的事务所仍然依照当年的事务所排名。

② 根据《关于 2002 年 A 股公司进行补充审计试点有关问题的通知》及相关制度,2007 年 3 月前对一次发行量超过 3 亿(含 3 亿)股以上的公司进行补充审计的相关规定,要求有两家会计师事务所进行审计。

者情绪来影响定价效率。

2. 内在价值的估算模型

现有文献主要使用两大类方法来估算企业的内在价值,即采用折现现金流模型的绝对定价法以及基于定价乘数模型的相对定价法。有学者指出,在 IPO 估值时,如果使用预测数据而非历史数据会大大提高估价的准确性(Kim 和 Ritter, 1999)。Koller 等(2010)认为,折现现金流模型优于定价乘数模型,这是因为定价乘数模型对匹配组和乘数指标很敏感,可用于解释目标公司的绩效与可比竞争公司的匹配程度,因而最好不直接作为内在价值的唯一判定模型,更适合从侧面印证折现现金流模型的计算结果。参考 Lee 等(1999)、Dong 等(2006)及郭海星等(2011)的做法,本文选用了基于历史及预测数据的现金流折现模型——剩余收益模型,估算 IPO 公司的内在价值。^① Lee 等(1999)等使用的剩余收益模型为:

$$V_t(3) = B_t + \frac{(FROE_{t+1} - r_e)}{1 + r_e} B_t + \frac{(FROE_{t+2} - r_e)}{(1 + r_e)^2} B_{t+1} + TV(3) \quad (1)$$

其中, $V_t(3)$ 为三阶段模型下的收益折现价值,^② B_t 为 IPO 公司在上市当年(第 t 年)的账面价值(即每股净资产), r_e 为权益资本成本。参照 Lee 等(1999)的做法,本文用 CAPM 模型计算权益资本成本: $r_e = r_f + \beta[E(r_m) - r_f]$ 。对于 β , 我们以每家 IPO 公司上市后一年内的日收益率进行估算;市场风险溢价 $E(r_m) - r_f$ 则以 1997 ~ 2011 年的股票市场收益率减去相应 5 年期国债利率的平均值计算。^③

$FROE_{t+i}$ 为预测出的 $t+i$ 年净资产收益率,即 $FROE_{t+i} = FEPS_{t+i}/B_{t+i-1}$ 。 $FEPS_{t+i}$ 为分析师预测的 IPO 公司 $t+i$ 年每股收益均值。 $B_{t+i} = B_{t+i-1} + FEPS_{t+i} - FDPS_{t+i}$, $FDPS_{t+i}$ 是预测出的 $t+i$ 年每股股利,以上市当年股利支付率(k)及预测出的 $t+i$ 年每股收益计算得到($FDPS_{t+i} = FEPS_{t+i} \cdot k$)。此外, $TV(3) = \frac{(FROE_{t+3} - r_e)}{(1 + r_e)^2 r_e} B_{t+2}$ 。

3. 回归模型

为考察媒体报道与 IPO 定价效率的关系,本文以多元回归模型(2)检验假设 1a 和假设 1b。回归模型为:

① 郭海星等(2011)在研究中对剩余收益模型进行了简化,以无风险利率代替权益资本成本,这会使得折现率过小而使内在价值偏大,为避免这一问题的出现,本文对权益资本成本进行估算。

② 为在研究样本中保留缺乏未来 3 期分析师预测数据的 2011 年新上市公司,本文在主体研究部分将基于两阶段模型估算内在价值,并在稳健性检验中使用三阶段模型进行估值。

③ 由于 1997 年之前的资本市场投机性强、股价波动剧烈,1997 年以后的市场数据更贴近现今中国资本市场的总体情况(廖理和汪慧慧,2003),本文仅选取 1997 ~ 2011 年的股票市场收益率来计算风险溢价。

$$\begin{aligned} pricing = & \alpha_0 + \beta_1 totmed + \beta_2 issuecapital + \beta_3 age \\ & + \beta_4 undfeer + \beta_5 repu + \beta_6 pe_av + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)中,被解释变量定价效率(*pricing*)包括发行价定价偏差(*bias1*)、首日收盘价定价偏差(*bias2*)以及首日超额收益率(*discount_ar*)。解释变量 *totmed* 为媒体报道数量。控制变量 *repu* 包括了 *repu_acc* 和 *repu_uduter*, *pe_av* 只出现在被解释变量为 *bias1* 的回归模型中。

模型(3)、(4)分别用于验证假设 2a 媒体报道与信息不对称程度(询价区间偏移 *deviation*)的关系、假设 2c 中媒体报道与投资者情绪(首日换手率 *turnover*)的关系。

$$\begin{aligned} deviation = & \alpha_0 + \beta_1 totmed + \beta_2 issuecapital + \beta_3 age + \beta_4 undfeer \\ & + \beta_5 repu + \beta_6 pe_av + \beta_7 lev + \beta_8 profitr + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} turnover = & \alpha_0 + \beta_1 totmed + \beta_2 issuecapital + \beta_3 age + \beta_4 hot + \beta_5 repu \\ & + \beta_6 pe_av + \beta_7 lev + \beta_8 profitr + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

模型(5)、(6)分别用于验证媒体报道是否通过影响信息不对称及投资者情绪影响定价效率。如果在模型(5)、(6)中回归系数 β_2 显著,而同时媒体报道数量(*totmed*)的回归系数 β_1 相比于在模型(2)中显著性下降了(或不显著),就意味着信息不对称和投资者情绪在媒体报道与定价效率二者关系中发挥了部分(完全)中介作用。

$$\begin{aligned} bias1 = & \alpha_0 + \beta_1 totmed + \beta_2 deviation + \beta_3 issuecapital + \beta_4 age \\ & + \beta_5 undfeer + \beta_6 repu + \beta_7 pe_av + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} bias2 = & \alpha_0 + \beta_1 totmed + \beta_2 turnover + \beta_3 issuecapital + \beta_4 age \\ & + \beta_5 undfeer + \beta_6 repu + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

4. 两阶段最小二乘法(2SLS)检验模型

为缓解媒体报道的内生性问题,保证检验结果的稳定性,本文在 OLS 等回归模型之外,同时采用了两阶段最小二乘法进行分析。一阶段的回归模型如下:

$$totmed = \alpha_0 + \beta_1 profitr + \beta_2 issuecapital + \beta_3 age + \beta_4 cmdi + \beta_5 govregulation + \varepsilon \quad (7)$$

$$posside = \alpha_0 + \beta_1 profitr + \beta_2 issuecapital + \beta_3 govregulation + \beta_4 advertise + \varepsilon \quad (8)$$

$$badnews = \alpha_0 + \beta_1 issuecapital + \beta_2 stockholders + \beta_3 cfolia + \beta_4 operate + \beta_5 zindex + \varepsilon \quad (9)$$

模型(7)包含了影响媒体报道总量(*totmed*)的外生变量:上市公司的募资规模(*issuecapital*)、上市前的利润率(*profitr*)、存续时间(*age*)等公司特征以及传媒发展环境(*cmdi*)、政府干预(*govregulation*)等外部因素。其中,传媒发展环境(*cmdi*)源于喻国明(2010)编制的《中国传媒发展指数报告》中的传媒发展综合指数,而政府干预程度

(*govregulation*) 则以李扬和张涛(2009)编写的《中国地区金融生态环境评价》中报告的政府治理指数作为替代变量。

模型(8)对应的是媒体正面报道(*posside*)的一阶段回归模型,*posside* 包括是否存在正面报道(*goodnews*)以及媒体的正面报道倾向(*slant*)。许多 IPO 公司在上市前为得到媒体的正面宣传,可能以广告投入形式“贿赂”媒体,预期广告费用支出将影响 IPO 公司的正面报道倾向。因此,模型(8)中加入了广告费用(*advertise*),该变量以现金流量表中的“支付的其他与经营活动有关的现金”除以总资产度量。

模型(9)为是否存在负面报道(*badnews*)的一阶段回归模型。由于现金流状况不佳、代理问题较突出的公司更有可能是劣质公司,该类公司容易引起媒体的负面关注,本文以募资规模(*issuecapital*)、现金流状况(*cfolia*)、经营费用率(*operate*)以及股权集中度(*zindex*)作为估计媒体负面报道的控制变量。此外,考虑到对股东人数较多的公司进行负面报道可能会引起更广泛的关注,因而模型(9)的控制变量还包括了股东人数(*stockholders*)。具体而言,*cfolia* 为公司现金流占负债比;*operate* 为经营费用率,即(管理费用+营业费用)/主营业务收入,衡量的是第一类代理问题;*zindex* 为股权制衡度,即第一大股东持股比例/第二大股东持股比例,衡量的是第二类代理问题;*stockholders* 为年末股东人数取对数。

在两阶段回归中,本文先通过模型(7)得出媒体报道量的估计值,再代入模型(2)~(6)中进行回归分析;通过模型(8)和(9)得到报道倾向性的估计值,并将其代入模型(2)、(4),替换 *totmed* 进行分析。限于篇幅,未报告一阶段回归结果,备索。

四 检验结果及分析

(一) 主要研究发现

1. 媒体报道对 IPO 定价效率的影响

在本文的经验分析中,当采用 OLS 和 2SLS 模型得到的回归结果不一致时,以 2SLS 为准。从媒体报道与 IPO 定价效率的回归结果(表 2)来看,无论是采用 OLS 回归还是 2SLS 回归,媒体报道均显著增加了 IPO 公司的总体折价程度,这与 DuCharme 等(2001)、Ho 等(2001)、Liu 等(2011)及张雅慧等(2012)的研究结论一致。然而,当分开考察一级市场和二级市场的定价效率时,我们发现媒体报道显著减少了一级市场的发行价定价偏差(为简化表述,下文以 *bias1* 代替),同时增加了二级市场的首日收盘价定价偏差(为简化表述,下文以 *bias2* 代替),支持了假设 1a 和 1b。

此外,在控制变量方面,与郭海星等(2011)、邱东阳(2010)的研究结论类似,本文发现承销商声誉及审计师声誉对 IPO 折价程度并不存在显著关系。在区分考察不同市场定价效率后可以看到,承销商声誉至少在 5% 的水平上显著减少了定价偏差 *bias1* 和 *bias2*,这与 Beatty 和 Ritter(1986)的结论一致。并且,承销费用率 *undfeer* 与 *bias1* 在 1% 的水平上显著正相关,印证了郭海星等(2011)的观点。可见,高质量的承销商有助于 IPO 公司准确定价,但为了获取更高的承销费用也可能会促使承销商从事机会主义行为,使得 IPO 发行价格偏离公司内在价值。

表 2 媒体报道对 IPO 定价效率的影响

	OLS			2SLS		
	<i>bias1</i>	<i>bias2</i>	<i>discount_ar</i>	<i>bias1</i>	<i>bias2</i>	<i>discount_ar</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>totmed</i>	-0.207 *** (-4.503)	0.133 *** (3.359)	0.307 *** (7.525)	-0.664 *** (-2.608)	0.834 * (1.930)	0.732 ** (2.451)
<i>undfeer</i>	0.146 *** (3.837)	-0.073 ** (-1.983)	-0.221 *** (-6.695)	0.146 *** (3.719)	0.058 (0.679)	-0.141 ** (-2.146)
<i>issuecapital</i>	0.265 *** (3.306)	-0.280 *** (-4.922)	-0.601 *** (-13.426)	0.559 *** (3.065)	-0.654 *** (-2.606)	-0.825 *** (-5.035)
<i>repu_uduter</i>	-0.148 *** (-3.530)	-0.091 ** (-2.398)	0.032 (1.139)	-0.164 *** (-3.769)	-0.089 ** (-2.145)	0.031 (1.015)
<i>repu_acc0</i>	-0.050 (-1.257)	-0.046 (-1.215)	-0.023 (-0.836)	-0.031 (-0.713)	-0.060 (-1.436)	-0.029 (-0.947)
<i>pe_av</i>	-0.088 (-1.536)			-0.265 ** (-2.297)		
<i>age</i>	0.018 (0.538)	0.056 * (1.675)	0.054 * (1.780)	0.065 (1.538)	-0.064 (-0.756)	-0.021 (-0.365)
样本数	833	833	866	831	833	866
调整后的 R ²	0.067	0.083	0.308	-	-	-

说明:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 的显著性水平上显著(双尾);小括号内为经 White(1980)异方差调整的 t 检验值;2SLS 调整后的 R² 不具有统计意义,因而未报告,下表同。在社会科学领域,R² 过低是很正常的,特别是对于横截面分析更是如此。尽管所有解释变量解释不了大部分的因变量方差,但这不影响 OLS 估计值成为每个解释变量在其他条件不变情况下对因变量影响的可靠估计值(伍德里奇,2003,中译本)。因此,本文保留了 R² 较小的回归结果。

2. 媒体报道影响

IPO 定价效率的机理

验证媒体报道影响

IPO 定价效率的作用机理将分为四步:第一步通过表 2 检验媒体报道对 IPO 定价效率的影响(假设 1a 与 1b);第二步是通过表 3 获得媒体报道显著影响信息不对称以及投资者非理性的证据(假设 2a 与 2b);第三步和第四步则是通过表 4 考察媒体报道是否通过信息不对称或投资者非理性这两条渠道来影响发行价定价效率、上市首日收盘价定价效率(假设 2c 与 2d)。

表 3 显示,媒体报道数量使机构投资者的

表 3 媒体报道与询价区间偏移、首日换手率

	OLS		2SLS	
	<i>deviation</i> (1)	<i>turnover</i> (2)	<i>deviation</i> (3)	<i>turnover</i> (4)
<i>totmed</i>	-0.105 ** (-2.097)	0.148 *** (3.284)	-1.125 *** (-3.264)	0.739 ** (2.245)
<i>undfeer</i>	0.156 *** (2.842)		0.168 ** (2.428)	
<i>repu_udwter</i>	-0.132 *** (-2.923)	-0.011 (-0.341)	-0.199 *** (-3.366)	0.008 (0.233)
<i>repu_acc</i>	-0.007 (-0.176)	-0.058 * (-1.795)	0.012 (0.214)	-0.069 ** (-1.969)
<i>lev</i>	-0.283 *** (-4.991)	0.086 ** (2.555)	-0.196 *** (-2.601)	0.048 (1.019)
<i>profitr</i>	-0.052 (-0.995)	0.096 *** (2.698)	-0.072 (-1.141)	0.109 *** (2.669)
<i>issuecapital</i>	0.286 *** (4.308)	-0.438 *** (-9.088)	0.859 *** (4.081)	-0.794 *** (-3.957)
<i>age</i>	0.022 (0.490)	-0.013 (-0.408)	0.167 ** (2.152)	-0.103 (-1.641)
<i>pe_av</i>	-0.297 *** (-3.846)		-0.702 *** (-4.278)	
<i>hot</i>		0.154 *** (4.324)		0.323 *** (3.238)
样本数	547	875	545	875
调整后的 R ²	0.108	0.115	-	-

整体报价水平朝内在价值趋近,媒体报道数量与询价区间偏移 *deviation* 显著负相关,从而支持了假设 2a。与此同时,本文还发现媒体报道会加剧二级市场投资者的非理性程度,表现为媒体报道数量与首日换手率显著正相关,这一发现支持了假设 2b。进一步地,在表 4 中,从更为可靠的 2SLS 回归结果来看,询价区间偏移与首日换手率对 IPO 定价效率均有显著影响。更重要的是,与表 2 的第(4)、(5)列相比,表 4 的第(3)、(4)列中媒体报道的回归系数分别变得不再显著或显著程度有所降低,这说明信息不对称与投资者情绪分别在媒体报道与 IPO 定价效率的关系中发挥了完全中介和部分中介的作用,从而支持了假设 2c 与 2d。

本文的上述发现意味着,媒体报道的信息角色和情绪角色并行不悖。媒体一方面增加了市场的信息含量,降低了信息不对称程度,从而提升了发行价定价效率,但另一

方面则加剧了投资者情绪而降低了二级市场定价效率,显示出媒体在 IPO 定价效率中具有“双刃剑”的效果。

表 4 媒体报道影响 IPO 定价效率的作用机理

	OLS		2SLS	
	<i>bias1</i>	<i>bias2</i>	<i>bias1</i>	<i>bias2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>totmed</i>	-0.043 *** (-2.956)	0.121 *** (3.134)	-0.193 (-1.376)	0.759 * (1.787)
<i>deviation</i>	0.933 *** (47.381)		0.920 *** (35.786)	
<i>undfeer</i>	0.031 * (1.939)	-0.063 * (-1.695)	0.034 ** (1.963)	0.055 (0.674)
<i>issuecapital</i>	0.078 *** (4.156)	-0.216 *** (-3.715)	0.166 ** (2.110)	-0.565 ** (-2.233)
<i>repu_udwter</i>	-0.031 ** (-2.451)	-0.087 ** (-2.315)	-0.043 ** (-2.547)	-0.085 ** (-2.117)
<i>repu_acco</i>	0.002 (0.170)	-0.037 (-0.967)	0.005 (0.343)	-0.050 (-1.232)
<i>pe_av</i>	0.077 *** (4.391)		0.013 (0.214)	
<i>age</i>	-0.012 (-0.932)	0.060 * (1.805)	0.011 (0.470)	-0.050 (-0.599)
<i>turnover</i>		0.190 *** (8.069)		0.164 *** (4.588)
样本数	547	833	545	833
调整后的 R ²	0.917	0.108	-	-

3. 媒体报道倾向与 IPO 定价效率关系的检验结果

表 5 报告了媒体报道倾向对首日换手率影响的检验结果。结果显示,是否存在正面报道以及正面报道倾向都与首日换手率显著正相关,而是否存在负面报道与投资者情绪变量无显著关系。媒体的正面报道往往更容易激发投资者情绪,但负面报道并不存在这一影响,该结论支持了假设 3a。^①

表 6 进一步考察了媒体报道倾向对 IPO 定价效率的影响。在表 6Panel A 和 C 中,结果与

预期基本一致,在采用 2SLS 回归控制内生性问题之后,是否存在正面报道以及正面报道倾向显著增加了 *bias2*,即降低了二级市场的定价效率。同时,虽然媒体的正面报道倾向并未显著影响一级市场的定价效率,但最终我们看到媒体的正面报道倾向性显著增加了 IPO 的折价程度。由此可见,本文的检验结果支持了假设 3b。此外,在表 6Panel B 中,我们还发现了一个有趣的现象,即负面报道数量、是否存在负面报道尽管

① 需要说明的是,在区分媒体报道性质进行回归时,若一家公司同时存在正面报道和负面报道,两种性质的报道对 IPO 公司所产生的影响可能会相互抵消,最终削弱检验结果的可靠性。为保证结论的稳健性,我们在区分报道性质的相关回归中(表 5 的第(1)~(2)、第(4)~(6)列以及表 6 的 Panel A~C),剔除了 41 家同时存在正面报道和负面报道的公司样本。

未对一级市场和二级市场的定价效率产生显著影响,但总体而言显著降低了 IPO 公司的折价率。这意味着,相比于正面报道会激发投资者情绪,负面报道可能更有助于投资者冷静地认识 IPO 公司的价值以及促进新股上市首日的合理定价。

表 5 媒体报道倾向与首日换手率

	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>goodnews</i>	0.132 *** (3.864)			0.759 * (1.857)		
<i>badnews</i>		-0.023 (-0.482)			0.189 (0.562)	
<i>slant</i>			0.098 ** (2.437)			0.782 * (1.845)
样本数	834	834	875	834	812	874
调整后的 R ²	0.097	0.081	0.111	-	-	-

说明:为节省篇幅,本表未列示回归中的控制变量。下表同。

表 6 媒体报道倾向与 IPO 定价效率

被解释变量	OLS			2SLS		
	<i>bias1</i>	<i>bias2</i>	<i>discount_ar</i>	<i>bias1</i>	<i>bias2</i>	<i>discount_ar</i>
Panel A	解释变量: <i>goodnews</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>goodnews</i>	-0.085 ** (-2.410)	-0.006 (-0.185)	0.042 (1.337)	-0.327 (-0.951)	0.934 *** (3.705)	0.458 * (1.762)
样本数	794	794	826	794	794	826
调整后的 R ²	0.063	0.082	0.301	-	-	-
Panel B	解释变量: <i>badnews</i>					
<i>badnews</i>	0.056 (1.234)	0.034 (0.607)	-0.033 * (-1.760)	0.922 (1.612)	-0.520 (-1.172)	-1.332 ** (-2.199)
样本数	794	794	826	784	784	806
调整后的 R ²	0.050	0.076	0.294	-	-	-
Panel C	解释变量: <i>slant</i>					
<i>slant</i>	-0.127 *** (-2.831)	-0.024 (-0.614)	0.070 ** (2.238)	-0.345 (-0.932)	1.063 *** (3.090)	0.606 ** (1.975)
样本数	833	833	866	832	832	865
调整后的 R ²	0.059	0.073	0.285	-	-	-

(二)其他发现

我们还从不同市场环境及询价机制背景出发,探索了在不同理性程度的市场板块以及不同的询价机制背景下,媒体报道对上市公司 IPO 定价效率的影响。

1. 媒体报道、上市板块与 IPO 定价效率

与主板市场相比,中小板与创业板市场理性程度较低。这是因为中国的投资者喜好“炒新、炒偏、炒小”,中小板和创业板因其盘面较小易为投资者炒作,且个人持股比例更高,非理性程度偏高。^①尤其是创业板上市公司,对投资者决策有参考作用的信息往往与公司的技术风险和经营风险等有关,多为主观性更强的定性信息,软信息的特征比较突出,这将增加投资者的信息处理成本,从而增加决策时的非理性成分。^②事实也是如此,相比于主板和中小板公司,创业板 IPO 公司呈现出高换手率、高发行价、高市盈率、高超募的特点。我们认为,在不同上市板块中,媒体对 IPO 定价效率可能具有不同的影响。理论上可预期,在理性程度越高的市场环境中,媒体报道与发行价定价效率正相关的程度将越高,而与首日收盘价定价效率负相关的程度越低。为检验上述观点,我们将样本划分为主板、中小板和创业板三类子样本并重复表 2 的回归,检验结果报告于表 7。

表 7 的 Panel A 显示,媒体报道显著减少了主板上市公司的 *bias1*,同时加剧了中小板上市公司的 *bias1*。而 Panel B 的结果则表明,媒体报道显著增加了创业板和中小板上市公司的 *bias2*,但在主板上市公司样本中,媒体报道与 *bias2* 变量关系不显著。可以说,上述检验结果与理论预期基本相符。此外,本文还发现,媒体报道与创业板上市公司的首日换手率显著正相关,但对主板和中小板上市公司的首日换手率不存在显著影响,因篇幅所限,这里不再报告。

2. 媒体报道、询价机制与 IPO 定价效率

为使机构投资者的报价行为更趋理性,2009 年 6 月 10 日,中国证监会启动了新股发行体制改革,分阶段完善询价和申购报价的约束机制,促使机构投资者的报价行为更趋理性。预期媒体报道将随着询价机制改革的推进发挥越来越大的作用,不断提升发行价定价效率。

本文根据询价制下新股发行改革进程的三个不同阶段,将样本期间划分为三个子样本,以检验不同阶段媒体报道对发行价定价偏差的影响,检验结果见表 8。

① 据深交所网站披露,截至 2010 年末,创业板个人投资者持股比例为 62.3%,而主板和中小板分别为 39.7% 和 45.8%。详见 <http://www.szse.cn/main/files/2011/06/27/672798306314.pdf>。

② 这种情况在创业板尤为突出,中国创业板自 2009 年 10 月开启后,首日涨幅动辄 100% 甚至 200%。

表 7 媒体报道与 IPO 定价效率的板块差异

Panel A	被解释变量: <i>bias1</i>					
	OLS			2SLS		
	主板	中小板	创业板	主板	中小板	创业板
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>totmed</i>	-0.495 *** (-3.270)	-0.060 (-1.359)	-0.127 ** (-2.248)	-0.719 * (-1.662)	0.837 * (1.754)	-0.319 (-0.914)
样本数	84	526	223	83	525	223
调整后的 R ²	0.170	0.089	0.367	-	-	-
Panel B	被解释变量: <i>bias2</i>					
<i>totmed</i>	-0.008 (-0.070)	0.063 (1.570)	0.170 ** (2.431)	0.079 (0.293)	0.572 ** (2.562)	0.651 ** (2.096)
样本数	84	526	223	83	525	223
调整后的 R ²	0.158	0.131	0.280	-	-	-

说明:为节省篇幅,本表未列示回归中的控制变量。

表 8 媒体报道、询价机制改革与发行价定价效率

	被解释变量: <i>bias1</i>					
	OLS			2SLS		
	stage0	stage1	stage2	stage0	stage1	stage2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>totmed</i>	-0.234 ** (-2.263)	-0.191 *** (-2.832)	-0.101 * (-1.726)	-0.023 (-0.059)	-0.736 ** (-2.549)	-1.158 * (-1.889)
<i>undfeer</i>	0.051 (0.868)	0.144 *** (2.671)	0.097 (1.619)	0.032 (0.415)	0.089 (1.448)	-0.019 (-0.182)
<i>issuicapital</i>	0.379 * (1.714)	-0.026 (-0.383)	0.162 ** (2.233)	0.208 (0.508)	0.231 (1.478)	0.553 ** (2.230)
<i>repu_uduter</i>	-0.177 * (-1.904)	-0.079 (-1.502)	-0.111 ** (-2.001)	-0.170 * (-1.755)	-0.094 (-1.624)	-0.080 (-0.968)
<i>repu_acc0</i>	-0.071 (-0.751)	-0.025 (-0.505)	-0.044 (-0.781)	-0.076 (-0.813)	0.015 (0.238)	-0.081 (-0.941)
<i>pe_av</i>	0.087 * (1.930)	-0.300 *** (-4.351)	-0.503 *** (-8.677)	0.116 * (1.822)	-0.492 *** (-3.946)	-0.453 *** (-4.797)
<i>age</i>	0.041 (0.656)	-0.023 (-0.462)	0.147 *** (2.623)	0.028 (0.444)	0.036 (0.597)	0.305 ** (2.466)
样本数	256	358	219	254	358	219
调整后的 R ²	0.057	0.114	0.296	-	-	-

表 8 中,2005 年 1 月 1 日~2009 年 6 月 11 日为询价机制未改革阶段(stage0),2009 年 6 月 12 日~2010 年 10 月 12 日为询价机制改革的第一阶段(stage1),2010 年 10 月 13 日~2011 年 6 月 15 日为询价机制改革的第二阶段(stage2)。表 8 结果显示,在询价机制改革之前,媒体报道并不会影响 IPO 定价效率。但是在询价机制改革之后,尤其是改革的第一阶段,媒体报道对 IPO 定价效率的提升作用最显著。可见,媒体报道在改善 IPO 定价效率方面的积极作用随着询价机制改革的启动而有所增强。

(三)稳健性检验

本文的稳健性检验结果受篇幅所限未报告。具体过程如下:(1)我们采用三阶段剩余收益模型估算股票内在价值,同时,变换模型中的无风险利率代理变量(如选用 3 个月 Shibor 利率、银行间 7 天回购利率或一年期定期存款利率作为衡量指标)来测试该估值模型的稳健性。(2)参照 Purnanandam 和 Swaminathan(2004)的研究方法,我们选取与 IPO 公司的运营风险、盈利能力以及成长性最接近的非 IPO 公司作为参照公司,^①采用定价乘数模型估算股票内在价值。考虑到 IPO 公司的财务包装可能较严重,我们在选取定价乘数时避免使用净利润等操纵性较强的盈余指标,而选取的是股价与每股销售收入比、股价与每股 EBITDA 比、股价与每股扣除非经常损益后的净利润比。(3)将媒体报道强度作为解释变量,将媒体报道量分为 4 组,设置一个排序变量,当媒体报道量为 0 篇时该值为 1,报道量在 1~10 篇时为 2,报道量处于 11~20 篇区间内的设为 3,超过 20 篇的则为 4。(4)考虑到市场行情可能会影响 IPO 折价程度及投资者对股票价值的判断,我们在检验媒体报道与 IPO 定价效率时,加入牛熊市虚拟变量作为控制变量。^② 上述所有检验结果均保持稳健。

五 结论及启示

本文首次基于信息不对称与行为金融的双重视角,系统考察了媒体报道数量及倾

^① 我们首先选取了同行业且上市时间超过 3 年的非 IPO 公司,再从中选择销售收入以及 EBITDA 占收入比与 IPO 公司偏离程度在 30% 以内的样本,最后选择一家销售增长率指标与 IPO 公司最接近的配对公司。为尽可能保证每家 IPO 公司都能找到对应的参照公司,我们在样本选择过程中逐渐放松了匹配准则,依次采用如下的匹配准则:(1)同时满足销售收入、EBITDA 利润率与 IPO 公司的对应指标偏离程度在 30% 以内、销售增长率与 IPO 公司最接近;(2)同时满足销售收入、EBITDA 利润率与 IPO 公司的对应指标偏离程度在 50% 以内、销售增长率与 IPO 公司最接近;(3)参照公司的销售收入与 IPO 公司的销售收入最接近。

^② 我们根据上证指数在研究区间内的日价格时序图,通过线段连接图中的高点和低点判断研究期间内市场的牛熊市周期,将 2005 年 1 月 4 日至 2007 年 10 月 16 日、2008 年 11 月 5 日至 2009 年 8 月 4 日期间划分为牛市,将 2007 年 10 月 17 日至 2008 年 11 月 4 日设为熊市,将 2009 年 8 月 5 日至 2011 年 6 月 10 日设为盘整期。

向性对于 IPO 定价效率的影响及其作用机制。主要研究结果显示:媒体报道在一级市场主要体现为信息效应,降低了机构投资者与 IPO 公司间的信息不对称程度,提高了发行价定价效率;而在二级市场主要体现为情绪效应,即媒体报道进一步助燃了投资者非理性情绪,降低了首日收盘价定价效率;媒体的正面报道会显著加剧投资者的非理性情绪,从而加剧 IPO 首日收盘价定价偏差。本文的进一步研究还发现,媒体在不同板块市场及不同询价机制下对 IPO 定价效率的影响不同。媒体报道在理性程度较高的主板上市公司中信息效应最强、情绪效应最弱,而在理性程度较低的创业板上市公司中情绪效应最强。同时,媒体报道对 IPO 定价效率的正面影响随着询价机制的完善而有所增强。总体而言,媒体报道对于 IPO 定价效率存在“双刃剑”的效果。

2012 年以来,IPO 发行新政的推出进一步拓展了媒体报道发挥“双刃剑”作用的空间。自 2012 年 2 月 1 日起,中国证监会要求 IPO 企业预披露时间从发审会前 5 天变更为前 1 个月,并披露在审企业名单,增加发行透明度。这意味着在招股说明书的指引下,媒体有更充足的时间深挖企业内幕,将发挥更大的监督作用。但同样需要注意的是,预披露政策下媒体监督的灰色地带仍然存在。譬如,拟上市公司可能会提前聘请财经公关公司以应对媒体监督,从以往的上会前 10 天选定财经公关公司提前到上会前两三个月落实,并加大对媒体公关的费用投入,这无疑会加剧媒体报道“炒作”,助长市场非理性行为。^①

因此,规范并完善媒体报道在 IPO 市场的非正式制度角色显得愈加重要而紧迫。一方面,应当加大媒体的监督报道权力,强化媒体报道的信息职能。例如,允许媒体有权查阅上市公司的相关资料,使媒体更接近上市公司的真实信息,并指定媒体定期发布报告。一旦发现问题,媒体可以予以公开并呈交政府与自律组织的监管机构。另一方面,则应加强对媒体报道的规范和引导,限制媒体的肆意炒作。媒体公正、客观的报道原本利于平衡中小投资者与机构投资者的力量博弈,但由于机构投资者与个人投资者在信息解读方面存在差异以及媒体报道本身可能存在偏差,媒体报道可能反而使信息的不对称分布更加严重。为了获得一个更公平和完善的市場,应鼓励和引导媒体自律,从制度层面激励和监督媒体客观报道。

我们认为,可以从以下几个方面来推进媒体在资本市场中发挥积极的作用。首先,媒体本身应加强自律,报道应客观、公正。事实上,海外先进的媒体,如《华尔街日报》,在美国以准确、公正而闻名,该报纸对于精确和公正的要求极高,严格分开观点

^① 例如,2012 年 2 月 16 日滨化股份的公告显示,滨化股份首发上市过程中发生的广告费、路演费、财经公关费、上市酒会费等已达到 1159.59 万元。

版与新闻版,前者仅陈述观点而后者只报道新闻并不加入任何观点(吴玉兰,2010)。相比之下,出于商业目的,国内媒体的报道倾向更为明显和强烈,极大弱化了信息监督职能。其次,发挥民间他律力量,完善传媒监督机制。美国有独立于传媒和政府的全国性民间监督组织“公正报道及确实组织”以及“媒体确实报道组织”,台湾地区也有“新闻评议委员会”、“与媒体对抗”等组织,对大众传媒进行社会规范(罗以澄和吕尚彬,2010)。相比而言,中国大陆的媒体监督恰恰缺少了来自民间社会的他律力量。因此,我们需要构建来自公民社会的媒体监督机制,以健全媒体客观报道的外部环境。最后,有关部门应当建立对媒体客观报道的激励机制,同时加强对媒体发布公关“软文”的监管,净化媒体报道环境。考虑到商业驱动激励可能扭曲媒体报道,会令媒体缺乏独立自主的声音,为了淡化媒体盈利本质与监督职责的双重矛盾,有必要对此建立制度保障,对媒体的客观报道给予资金激励。参考美国的做法,监管部门可以加大对违规公司的惩罚金额,并将惩处收入作为媒体“揭盖”基金,保障媒体在调查过程中的资金供给,促进其独立、客观地报道。

参考文献:

- 陈志武(2005):《媒体、法律与市场》,北京:中国政法大学出版社。
- 陈工孟、高宁(2000):《中国股票一级市场发行抑价的程度和原因》,《中国资本市场前沿理论研究文集》。
- 戴亦一、潘越、刘思超(2011):《媒体监督、政府干预与公司治理:来自中国上市公司财务重述视角的证据》,《世界经济》第11期。
- 郭海星、万迪昉、吴祖光(2011):《承销商值得信任吗——来自创业板的证据》,《南开管理评论》第3期。
- 韩德宗、陈静(2001):《中国IPO定价偏低的实证研究》,《统计研究》第4期。
- 韩立岩、伍燕然(2007):《投资者情绪与IPOs之谜——抑价或者溢价》,《管理世界》第3期。
- 李婧、贺小刚、茆键(2010):《亲缘关系、创新能力与企业绩效》,《南开管理评论》第3期。
- 李扬、张涛(2009):《中国地区金融生态环境评价:2008-2009》,中国金融出版社。
- 廖理、汪毅慧(2003):《中国股票市场风险溢价研究》,《金融研究》第4期。
- 罗进辉(2012):《媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角》,《金融研究》第10期。
- 罗以澄、吕尚彬(2010):《中国社会转型下的传媒环境与传媒发展》,武汉大学出版社。
- 邱东阳(2010):《发行中介声誉、IPO抑价及滞后效应——基于中小板市场的实证研究》,重庆大学博士论文。
- 翟林瑜(2004):《信息、投资者行为与资本市场效率》,《经济研究》第3期。
- 童盼、王旭芳(2010):《公开增发市场反应与市场环境——基于投资者情绪的研究》,《中国会计评论》第1期。
- 万瑶华(2010):《英国资本市场自律监管经验及对我国的启示》,《前沿》第8期。
- 王美今、孙建军(2004):《中国股市收益、收益波动与投资者情绪》,《经济研究》第10期。
- 王兵、辛清泉、杨德明(2009):《审计师声誉影响股票定价吗——来自IPO定价市场化的证据》,《会计研究》

第11期。

温志麟、张雷、侯杰泰、刘红云(2004):《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。

吴玉兰(2010):《中国财经类媒体发展研究——以媒介生态学为视角》,北京:中国社会科学出版社。

严小洋(2008):《IPO中的价格管制及其后果》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第6期。

杨德明、令媛媛(2011):《媒体为什么会报道上市公司丑闻》,《证券市场导报》第10期。

游家兴、吴静(2012):《沉默的螺旋桨:媒体情绪与资产误定价》,《经济研究》第7期。

喻国明(2010):《中国传媒发展指数报告(2010)》,北京:人民日报出版社。

张继焦(1999):《市场化中的非正式制度》,北京:文物出版社。

张慧慧、万迪昉、付雷鸣(2012):《媒体报道与IPO绩效:信息不对称还是投资者情绪?——基于创业板上市公司的研究》,《证券市场导报》第1期。

周春梅(2009):《盈余质量对资本配置效率的影响及作用机理》,《南开管理评论》第5期。

[美]伍德里奇(2003):《计量经济学导论——现代的观点》(中译本),中国人民大学出版社。

Baker, M. and Stein, J. "Market Liquidity as a Sentiment Indicator." *Journal of Financial Markets*, 2004, 7, pp. 271-299.

Beatty, R. P. and Ritter, J. R. "Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings." *Journal of Financial Economics*, 1986, 15, pp. 213-232.

Bushee, B. J.; Core, J. E. and Guay, W. "The Role of the Business Press as an Information Intermediary." *Journal of Accounting Research*, 2010, 48(1), pp. 1-19.

Chemmanur, J. T. and Fulghieri, P. "Investment Bank Reputation, Information Production, and Financial Intermediation." *Journal of Finance*, 1994, 49(1), pp. 57-79.

Chen, C. W.; Pantzalis, C. and Park, J. C. "Press Coverage and Stock Prices' Deviation from Fundamental Value." 2013, *Journal of Financial Research*, 2013, 36(2), pp. 175-214.

Cook, D. O.; Kieschnick, R. and Van Ness, R. A. "On the Marketing of IPOs." *Journal of Financial Economics*, 2006, 82, pp. 35-61.

Dong, M.; Hirshleifer, D.; Richardson, S. and Teoh, S. H. "Does Investors Misvaluation Drive The Takeover Market." *Journal of Finance*, 2006, 61(2), pp. 725-762.

DuCharme, L. L.; Rajgopal, S. and Sefcik, S. E. "Why Was Internet IPO Underpricing so Severe." Working paper, 2001, Available at: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=285986.

Dyck, A.; Volchkova, N. and Zingales, L. "The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia." *Journal of Finance*, 2008, 63(3), pp. 1093-1135.

Engelberg, J. "Costly Information Processing: Evidence from Earnings Announcements." 2008, AFA 2009 San Francisco meetings paper. Available at: <http://ssrn.com/abstract=1107998> or doi:10.2139/ssrn.1107998.

Frankel, R. and Li, X. "Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Outsiders and Insiders." *Journal of Accounting and Economics*, 2004, 37(2), pp. 229-259.

Gao, Y. "What Comprises IPO Initial Returns: Evidence from the Chinese Market." *Pacific Basin Finance Journal*, 2010, 18, pp. 77-89.

- Hanley, K. W. "The Underpricing of Initial Public Offerings and the Partial Adjustment Phenomenon." *Journal of Financial Economics*, 1993, 34, pp.231-250.
- Ho, B.; Taher, M.; Lee, R. and Fargher, N. "Market Sentiment, Media Hype, and the Underpricing of Initial Public Offerings: The Case of Australian Technology IPOs." Working paper, 2001, Available at: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=281333.
- Hong, H. and Stein, J.C. "Disagreement and the Stock Market." *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21, pp.109-128.
- Jenkinson, T.; Morrison, A. and Wilhelm, W. "Why Are European IPO So Rarely Priced Outside the Indicative Price Range." *Journal of Financial Economics*, 2006, 80, pp.185-209.
- Jiang, P.; Cai, X. C.; Keasey, K. and Wright, M. "The Role of Venture Capitalists in Emerging Markets: A Study of Chinese IPOs." Working paper, 2011, Available at: <http://210.34.17.88/UploadFiles/2011122084337345.pdf>.
- Kim, M. and Ritter, J.R. "Valuing IPOs." *Journal of Financial Economics*, 1999, 53, pp.409-437.
- Koller, T.; Goedhart, M. and Wessels, D. *Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies*. 2010, McKinsey and Company, Inc. New York, 5rd Edition.
- Lee, C. M.; Myers, C. and Swaminathan, J. B. "What Is the Intrinsic Value of the Dow?" *Journal of Finance*, 1999, 54(5), pp.1693-1741.
- Liu, L. X.; Sherman, A. E. and Zhang, Y. "The Long-Run Role of the Media Evidence from Initial Public Offerings." Working paper, 2011, Available at: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1737544.
- Loughran, T. and Ritter, J. "Why Don't Issuers Get Upset about Leaving Money on the Table in IPOs." *Review of Financial Studies*, 2002, 15, pp.413-443.
- Petersen, M. A. "Information: Hard and Soft." Working paper, 2004, Available at <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.126.8246&rep=rep1&type=pdf>.
- Puranandam, A. K. and Swaminathan, B. "Are IPOs Really Underpriced?" *Review of Financial Studies*, 2004, 17(3), pp.811-848.
- Ritter, J. R. "The 'Hot Issue' Market of 1980." *Journal of Business*, 1984, 57, pp.215-240.
- Shiller, R. J. *Irrational Exuberance*. Princeton University Press, 2005, Second Edition.
- Tetlock, P. C. "Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market." *Journal of Finance*, 2007, 62, pp.1139-1168.
- White, H. "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica*, 1980, 48(4), pp.817-838.

(截稿:2014年2月 责任编辑:宋志刚)