

媒体曝光与 IPO 发行审核： 作用效果与影响机理*



熊艳¹ 魏志华² 李常青³

- (1. 华东理工大学商学院, 上海 200237;
2. 厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005;
3. 厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005)

内容提要:新股发行的市场化改革与发展相对缓慢的市场自律力量之间的矛盾是我国资本市场当前存在的现实困境,如何构建自律机制是现实中极为紧迫而重要的话题。鉴于媒体在新股发行市场监督职能凸显而相关研究不足的现实,本文实证检验了媒体曝光对拟上市公司发行审核结果的影响及作用机理,试图探讨媒体作为资本市场自律机制的可行性。本文发现,媒体监督在 IPO 阶段是有效的,媒体曝光显著降低了拟上市公司发行审核过会的概率,这一效果主要通过对发审委委员的信息扩散及声誉约束路径实现,即媒体曝光将对宽松审核风格的发行审核委员会(发审委)委员产生更大的信息扩散影响,对职业独立性更高的发审委委员声誉约束效果更强。此外,媒体曝光会延缓拟上市公司的上市进程,而 IPO 上市进程时间越长的公司,在上市后出现业绩变脸的概率越高,这说明 IPO 发行审核的前端控制是有效的。本文试图为媒体与 IPO 发行审核提供新的研究方向,为新股发行市场改革寻求非正式制度支持、完善资本市场的自律机制提供重要借鉴。

关键词:媒体曝光 IPO 发行审核 发审委特征

中图分类号:F275.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)11—0141—19

一、引言

股票发行融资是资本市场核心功能之一,采用何种股票发行审核机制对资本市场的资源配置效率有重要影响。在过去 20 余年里,我国股票发行审核制度经历了从审批制到核准制的渐进式演化。对于之前所采用的核准制而言,其核心在于证监会发行审核委员会(以下简称“发审委”)的实质审核,对拟上市公司披露的信息做“气味测试”(Coffee, 1999)^[1],以决定公开发行是否继续。一旦公司提交的信息存在噪音或是受到操纵,“气味测试”将不可避免地产生差错,审核也可能失效(熊艳等,2014)^[2]。就我国而言,一方面,信息造假成本较低,拟上市公司的信息披

收稿日期:2020-05-23

* 基金项目:国家自然科学基金项目“社交媒体的情绪波动与股价行为研究”(71702056);国家自然科学基金项目“中国上市公司避税天堂投资:动机、经济后果与治理机制”(71972163);教育部人文社会科学研究青年基金项目“媒体在新股发行审核中的角色发凡”(16YJC630147)。

作者简介:熊艳,女,副教授,研究领域是公司财务与资本市场,电子邮箱:littlebear539@126.com;魏志华,男,教授,博士生导师,研究领域是公司财务、资本市场与财税,电子邮箱:finjoy@126.com;李常青,男,教授,博士生导师,财务学系主任,研究领域是资本市场的财务与会计,电子邮箱:lichangqing68@126.com。

露质量普遍不高,财务造假在 IPO 阶段中多次出现^①,中介机构尤其是保荐机构“包装”IPO 公司助长造假之风,“气味”本身可能存在较大问题。另一方面,“气味测试”并非完全有效,排队等待 IPO 的公司数量众多,证监会并不具备足够的资源和能力对拟上市公司海量信息细节的真实性一一确认。近年来发审委官员违规而被立案调查的事件更是层出不穷^②,发审委权力寻租行为亦受到市场及学界诟病。随着核准制下财务造假与权力寻租的缺陷逐步显现,现有体制下的审慎监管似乎未能优化市场资源配置,核准制的合理性屡遭质疑。基于此,2019 年 12 月 28 日,新修订的《证券法》明确取消核准制。这意味着我国自 1999 年起推行的股票发行核准制退出历史舞台,这一期间我国独有的新股发行核准制度成为了独一无二的研究样本。2020 年 10 月 9 日,国务院发布《关于进一步提高上市公司质量的意见》,全面推行、分步实施证券发行注册制,进一步强调信息披露的重要性。随着新股发行制度由核准制向注册制改革转型,发审委的实质性审核权力将被淡化并逐步消失。值得注意的是,在改革不断推进的过程当中,由于市场诚信意识不足、配套司法制度不尽完善以及投资者不够理性这些先天缺陷并未去除,随着政府干预行为弱化,新的问题开始涌现,资本市场的自律机制不健全问题突出,相关监管部门独立性比较欠缺,发行人以及保荐人、承销商等中介机构的自律不足。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,尤其在发审委审核权限下放之后,如何保证资本市场的健康发展,寻求市场自律机制的补充力量,正是现实中极为紧迫而重要的话题。

近年来,媒体在资本市场中监督职能凸显,在金融监管体系中已成为非正式治理机制不可或缺的一环,并因频频曝光劣质拟上市公司而在一定程度上被誉为 IPO 的“守夜人”。譬如,2009 年媒体举报已过会公司立立电子的股权安排存在问题致使其被撤销发行核准,2010 年媒体曝光已过会公司苏州恒久造假专利文件导致该公司二次上会被否,在胜景山河上市前一天因媒体质疑其业绩造假而令上市进程嘎然而止,类似的案例不胜枚举。核准制下,媒体能否提供一个更充分的信息披露环境,缓解公司层面的过度包装以及监管层面的权力寻租这些制度症结问题,成为市场有效的自律机制?现有文献着力探讨了媒体在上市公司中的治理及信息传播作用,而对于媒体在 IPO 市场的角色扮演关注不足,仅有少量文献关注了媒体报道与 IPO 定价效率的问题(熊艳等,2014^[2]; DuCharme 等,2001^[3]; Ho 等,2001^[4]),对媒体与股票发行审核的研究尤为欠缺。相比于其他文献关注媒体在新股发行市场中“有偿沉默”的负面作用(方军雄,2014^[5]; 王木之和李丹,2016^[6]),本文考察的则是媒体拒绝沉默坚持进行负面曝光,对拟上市公司过会结果及进程的影响及作用机理。本文的研究发现,媒体监督在 IPO 阶段是有效的,媒体负面报道显著降低了拟上市公司过会的概率。这一把关效果通过两条路径实现:一是信息扩散路径,媒体曝光将对自身信息量更小的宽松审核风格发审委委员产生更大影响;二是声誉约束路径,媒体曝光能在一定程度上约束发审委的权力寻租行为,发审委委员独立性越高,声誉约束效果越好。不仅如此,媒体曝光延缓问题拟上市公司的上市进程,而 IPO 申请报批时间越长的公司,上市后出现业绩变脸的可能性越高。

值得指出的是,尽管本文的研究是以核准制为研究背景,但相关结论在注册制背景下同样具有

① 据《第一财经日报》报道,IPO 过程存在一条惊人的数据造假产业链。例如拟上市公司西林科在招股说明书中提供的市场规模数据、行业预测数据,先由西林科提供,借助北京某高校防爆剂课题组的名义在化工行业网站上刊发,再引用回西林科的招股说明书中。近年来一系列的业绩造假现象更是不胜枚举,2010 年 ST 大地财务造假案、2012 年超日太阳业绩造假发行债券案、2013 年华锐风电被爆粉饰上市首年业绩、2015 年泰达股份审计机构变更财务数据“搬家”造假等案例是其中的“代表”。

② 根据中央纪委和国家监委数据,仅 2014—2015 年期间,证监会被立案调查的处级以上官员多达数十名,其中包括证监会副主席,涉案原因有收受贿赂、内幕交易等。

重要的借鉴意义。新《证券法》下的注册制渐进改革,将审核权从证监会等部门下放到证券交易所,从家长式的行政化监管转向信息披露式的市场化与法治化监管,审核目的在于防范和打击欺诈发行、虚假披露等信息披露违法行为(王佐发,2020)^[7]。注册制并非完全不审核(在已实施注册制的科创板中,审核结果仍包括通过审核、取消审核以及暂缓表决三种^①),只是审核的重点发生了转移,且对信息披露的要求提高了。媒体报道对上市公司信息披露产生影响已得到不少文献支持(郑培培等,2017^[8];杨广青等,2020^[9]),注册制下,媒体作为拟上市公司信息披露的外部监管者,其曝光更会引起审核机构的关注,进而影响公司上市资格的获取和保留。相比已有文献,本文可能的研究贡献在于:(1)本文基于中国独特的制度背景与数据研究了媒体曝光对IPO发行审核的影响及作用机制,丰富了IPO情境下媒体治理的研究文献,弥补了媒体报道与新股发行审核研究的空白,为媒体具有治理效应的观点提供了新的实证证据,也为媒体在新股发行审核中的行为研究理顺了思路,并提供了理论依据;(2)本文并未囿于媒体对上市公司财务决策的影响研究,将研究视角拓展到了公司IPO进程中,同时本文对以往基于媒体对上市公司利益相关者关系视角的研究也是一个有益补充;(3)本文度量了发审委审核风格以及发审委独立性,并通过考察媒体曝光对不同特征的发审委委员的异质性影响,厘清了媒体曝光影响IPO发行审核的作用机理。

二、文献回顾与研究假设

中国的资本市场尚未建立退市机制,市场监管前紧后松(尚正,2012)^[10],市场质量的高低在很大程度上取决于事前监管体系的有效与否。尽管新《证券法》推动注册制改革,但当前的监管体系主要由承销商等中介机构及发审委构成,即由发行人提出申请,保荐机构向证监会推荐,经证监会合规性初审后提交发审委审核,证监会有权否决不符合条件的证券发行申请。拟上市公司能否进入资本市场,最终决定权掌握在证监会的手中,因而发行审核更是核准制下新股发行中最为重要的环节。与注册制的形式审核有所不同,核准制要求发行人在发行股票时不仅要充分公开企业的真实状况,而且还必须符合有关法律和证券管理机关规定的必备条件,监管部门将会对发行人是否符合发行条件进行实质审核。

由于世界上采用核准制的国家与地区较少^②,因此西方对核准制下发行审核关注不多。鉴于我国新股发行审核制度的独特性,已有研究主要侧重于探讨IPO审核过会的影响因素方面,并主要集中在公司特征及发审委社会关系方面(Shu等,2009^[11];陈运森等,2014^[12];杜兴强等,2013^[13]),较少关注发审委之外的角色对IPO审核发行的影响,仅有少量的研究涉及到媒体公关与IPO速度的关系(王木之和李丹,2016)^[6],鲜有研究者围绕媒体与IPO发行审核进行系统的探讨。有鉴于此,本文基于我国特有的发行审核制度背景,考察了媒体对IPO过会的影响,并从信息传递及声誉约束的角度深入揭示媒体发挥作用的机理。

1. 媒体曝光与IPO发行审核结果

发审委的审核判断在新股发行过程中起着至关重要的作用,但审核成员大多基于拟上市公司提交的文件材料,审核成员并未接触到公司的经营现场等实质情况,许多欺诈事实单从作假的文件材料本身是难以看出来的。并且,我国上市公司数量众多,证监会可能并不具备足够的资源和能力对拟上市公司海量信息细节的真实性一一确认。而媒体恰恰具备了找信息的动机和能力,尤其是

① 目前我国的科创板已经开始实施了注册制,审核委员由上海证券交易所聘任,主要由三四十名上海证券交易所以外的专家和上海证券交易所相关专业人员组成。2019年度科创板IPO审核总计280家次,通过247家,通过率达88.21%;未通过19家,占比6.7%;取消审核10家,暂缓表决4家。

② 除中国之外,采用核准制的国家还包括法国、瑞士等欧洲国家,菲律宾等东南亚国家。

夺人眼球的负面信息,借此捕获公众注意力获得发行收益,报道的记者更能通过独家新闻建立良好的声誉及职业生涯(Dyck 等,2010)^[14]。许多文献从揭露财务欺诈的角度发现并肯定了媒体“守门人”角色(Dyck 等,2010^[14];Djankov 等,2003^[15];Miller,2006^[16];柳木华,2010^[17])。例如,Miller(2006)^[16]发现,媒体关注能够有效识别上市企业管理层的会计造假行为,美国有 28.5%的会计舞弊公司在美国证券交易委员会调查前就遭到过媒体的质疑和批评;Dyck 等(2010)^[14]证实媒体相较于审计师、美国证券交易委员会及股东等,更多地负担起了揭露公司会计舞弊的主要角色;柳木华(2010)^[17]同样发现率先由媒体识别的中国会计舞弊样本占 24%。

与此同时,在我国,媒体在 IPO 过程中正发挥着重要的监督治理职能。一方面,传媒市场化背景下深度报道以及调查性报道盛行,加上我国诚信制度体系建设并不完善,拟上市公司问题频发,从中挖掘到的“爆炸性新闻”素材充足且极富新闻价值;另一方面,曝光拟上市公司产生的公众影响较大,更能引起监管部门介入,这是因为拟上市公司既无历史股价可供参考,也无财务年报可获,外部人与拟上市公司之间的信息不对称程度非常严重,投资者及监管者对该类信息的需求较大。当信息不对称程度越高、信息透明度越低时,媒体的监督治理更为重要和有效(孔东民等,2013)^[18],一旦媒体将拟上市公司的问题公之于众,极有可能引起公众及证监会的关注与调查,进而被证监会发审委暂缓表决、取消审核或否决上市资格,即不能过会。因此,本文提出如下假设:

H₁:媒体曝光与拟上市公司过会的概率负相关。

2. 媒体曝光对 IPO 发行审核的影响路径

在核准制背景下的新股发行中,发审委居于核准制度的核心位置,IPO 审核的唯一裁判员是发审委委员。发审委会议实施的是两票否决制^①,发审委委员的个人表决意见直接影响到审核是否通过。媒体没有审核实权,不会对审核结果直接产生影响,只能对发审委委员施加间接影响。在媒体影响 IPO 发行审核的因果链条中,媒体曝光是“因”,发审委审核行为是“果”。因此,对媒体报道与 IPO 审核过会的探究离不开对媒体曝光与发审委委员行为的考察。信息扩散与声誉约束是媒体影响发审委委员个体行为的重要实现机制:一方面,媒体通过传播、包装、创造新的信息形成了更充分的外部信息环境,有助于削弱知情投资者的信息优势,从而降低信息不对称程度(Frankel 和 Li,2004^[19];Bushee 等,2010^[20]),媒体通过信息传播机制传递不对称信息、改变发审委委员的判断来“过滤”劣质公司;另一方面,媒体通过报道对政府及其官员声誉施加舆论压力,通过声誉机制将增加监管者“不作为”的声誉成本(Besley 和 Prat,2006)^[21],借此约束发审委委员的寻租行为,保证审核行为的客观公正性。基于此,媒体曝光对发审委委员的影响可通过如下两条路径实现。

(1)信息扩散路径。由于无法直接分离发审委的决策成分中有多少来自于媒体曝光的影响,本文将根据发审委自身的审核特征来细分委员群体,以剥离媒体曝光对发审委审核的增量影响。本文根据发审委委员的历史审核情况,将其分为两种:严厉审核风格委员与宽松审核风格委员。Bonoma 和 Johnston(1979)^[22]发现,决策主体的控制取向与其风险感知和风险的承受能力有着很强的关系。对于同一事件,内控导向的决策主体看到的主要是机会,表现得更为开放和积极;而外控导向的决策主体看到的主要是威胁,显得谨慎而保守(王庆喜和严浩坤,2003)^[23]。鉴于发审委与拟上市公司之间存在较强的信息不对称,处于不同风险厌恶水平的委员将在不同程度上应用审慎原则,即当待审公司有关事项存在不确定性而难以判断时,风险厌恶者更可能审慎运用市场准入的核准权。如果发审委委员保守程度越高,则越担心拟上市公司出问题,将更大程度地使用审慎原则,进而形成更严厉的审核风格,对拟上市公司的问题刨根究底,从已有的材料里寻找风险信息

^① 根据证监会令第 31 号《中国证券监督管理委员会发行审核委员会办法》,发审会的委员包括七名成员,在记名投票的发审委会议表决中,同意票数达到五票为通过,否则为不通过。

倾向越高,因而获得的有效信息量可能更大,审核公司的过会概率就会更低。

与拥有大量一手资料的发审委相比,媒体更能深度挖掘和曝光拟上市公司的负面信息,发审委从拟上市公司处获得的一手资料大多是经反复“调整”的正面信息。许多发行公司在上市前不仅限于进行简单的“涂脂抹粉”,鼓吹公司发展前景,更有甚者不惜采用弄虚作假的违法手段来达到上市目的(熊艳和杨晶,2017)^[24]。因此,预期媒体能帮助发审委挖掘拟上市公司增量的风险信息。

假设存在两种发审委委员类型:严厉审核风格委员与宽松审核风格委员,他们在初始时自身掌握的信息量分别为 I_0 和 I'_0 。尽管不同类型的发审委委员收到的上市公司材料是相同的,也多半是正面的信息,但因严厉审核风格委员更容易对拟上市公司的问题“锱铢必较”,从而更可能主动挖掘更多的风险信息,因而存在 $I_0 > I'_0$ 。在公司上会前的时点 1,媒体对拟上市公司的曝光为全部委员提供了信息量大小为 ΔI 的负面增量信息,两种委员得到的信息总集存在关系 $I_0 + \Delta I > I'_0 + \Delta I$ 。

媒体发出的增量信息在总信息集中的占比 $\left(\frac{\Delta I}{I_0 + \Delta I}, \frac{\Delta I}{I'_0 + \Delta I}\right)$ 代表了媒体在其中的增量效果,虽然媒体报道向不同类型的委员释放的信息量大小 ΔI 是相同的,但由于初始时委员本身的信息获取能力

存在差异,存在 $\frac{\Delta I}{I_0 + \Delta I} < \frac{\Delta I}{I'_0 + \Delta I}$ 。从中可见,媒体报道对信息获取能力更强的严厉审核风格委员产

生的信息增量效果反而更小,相反,由于宽松审核风格委员本身对待审公司的信息获取动机更弱,信息获取相对不足,媒体能为其提供更多的增量信息。因此,媒体提供的信息对宽松审核风格的委员而言更为重要,媒体曝光与发审委委员审核风格可能体现为替代关系,因此,本文提出如下假设:

H₂: 媒体负面报道将对宽松审核风格的委员产生更大影响,更能降低 IPO 过会概率。

(2) 声誉约束路径。根据《中国证券监督管理委员会发行审核委员会办法》(第 31 号令),发审委委员由证监会及证监会外的有关专家组成,其中证监会以外的人员约占 80%,主要来自于会计师事务所、律师事务所、证券公司、资产评估机构、高等院校及科研院所、国家有关部委等单位。部分学者研究发现,发审制度中存在寻租低效的弊端,是由发审委的职权行使中存在的监管俘获以及与其他中介机构可能发生的潜在利益冲突导致的(时晋和曾斌,2012^[25];杜兴强等,2013^[13])。发审委与被审核公司可能形成“立法者—监管者—产业集团”的“铁三角”结构,或者通过在官商之间的角色转换而分享未来收益的“旋转门”,例如证监会官员转任证券公司、基金公司和上市公司高管(时晋和曾斌,2012)^[25]。此外,在审核过程中拟上市公司与发审委之间的反馈通道并不完全透明,拟上市公司有动机通过选择与发审委委员存在关联的中介机构提供服务来建立“发审委联系”,从而“潜在”地获得被间接“辅导”的便利(杜兴强等,2013)^[13]。因此,对于进行官商转换的发审委委员(如工作背景为证监会、交易所成员的发审委委员)以及工作背景为中介机构的发审委委员来说,在审核当中的独立性会低于其他工作背景的发审委委员,进行寻租的可能性也更高。

发审委委员寻租行为将受到外在的舆论压力的约束。在 Dyck 等(2008)^[26] 探讨媒体发挥公司治理角色的决策模型基础上,假设有有效的媒体监督条件下,行为个体的收益函数会满足如下条件: $E(\text{私人收益}) < E(\text{声誉成本}) + E(\text{法律惩罚}) = \sum p_i RC_i + \pi B$ 。在理性决策条件下,发审委委员是否会寻租决策,不仅受寻租行为的私人收益影响,也收到声誉成本和寻租后的法律惩罚影响。其中, E 表示不同收益或成本的期望价值, RC_i 表示对应职务 i 的声誉成本, P_i 为对应职务 i 获得决策的信息并相信该信息为真的概率; π 是由于该决策而受到法律惩罚的概率, B 是法律惩罚的力度。独立性高的委员和独立性低的委员所面临的声誉成本和法律惩罚类似,但是私人收益差别很大。前者私人收益更低,因而更可能出现私人收益低于声誉成本和法律惩罚的结果,进而约束其放弃机会主义行为。因此,媒体曝光的声誉约束效果将受到发审委委员私人收益大小的影响,发审委委员

独立性越低时,私人收益越大。因此,本文提出如下假设:

H₃:发审委委员的独立性越高,媒体曝光的声誉约束效果越好。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取2005—2018年间进入证监会发审委委员审核程序的2628家拟上市公司为样本,其中未通过上市审核的公司有511家。考虑到2003年后首次在发审委委员构成中引入律师、会计师等专业人士,以及2005年我国才启用保荐制,本文集中考察了2005年后上市的公司样本,以保证研究区间内各样本所面临的制度因素连贯和一致,消除制度环境变化可能对研究结论带来的噪音。发审委委员的任职情况来自万得数据库及证监会官网,会计师事务所排名数据来自中国注册会计师协会网站,其他数据来源于锐思和万得数据库。

参照熊艳等(2014)^[2]的做法,本文选择中国资讯网(<http://www.infobank.cn/>)的中国经济新闻库^①,并将新浪财经的“IPO乱象策划”专题以及夏草的个人博客^②作为补充数据来源,手工搜索并整理得到了样本公司在首发上会审核前一年的新闻报道条数。如果该公司进行了多次上会,则选取最早上会审核时点至前一年的媒体报道数据。为避免该篇报道只是附带提到目标上市公司的情况出现,搜索限定为关键词在标题中出现。本文在进行关键词搜索时特别考虑了媒体报道公司名称的多样性,例如,当股票名称为“某某股份”“某某金属”时,笔者会在搜索时先去除“股份”“金属”等字词重新搜索。如遇多个相同名称的,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,通过阅读剔除了与目标公司无关的新闻。通过人工阅读判断报道的正负性质,选取标题含有负面词汇的报道作为媒体曝光的数据样本。负面词汇包括但不限于质疑、暴跌、高管辞职、下降、大跌、违规、事故等。

2. 变量定义

(1)审核是否不通过(*nopass*)。若样本公司被发审委做出暂缓表决、取消审核和不通过的表决结果,则其*nopass*值为1,否则为0。对于多次上会的样本,只保留了其第一次上会的观测值,即采用第一次上会的媒体报道对应第一次的上会结果。

(2)媒体曝光(*neg*和*badnews*)。为研究媒体曝光对拟上市公司审核过会程的影响,本文考察了对应公司在上会前一年的媒体负面报道量^③。其中,样本公司上会前一年的媒体负面报道的数值变量为*neg*,以拟上市公司在上会前一年的负面报道篇数+1的自然对数度量;对应的虚拟变量为*badnews*,上会前存在负面报道则为1,否则为0。

(3)发审委审核风格(*severe*)。由于委员个人的投票意见不对外公布,无法获知单个委员在发审会中的表决意见,故本文仅以委员历年出席会议的审核通过情况来作为委员审核风格的代理变量。本文从2005—2018年内参与审核的314名委员中,选取了所在会议审核不通过家数在中位数11家以上、同时会议不通过率在中位数13.37%之上的112名发审委委员作为严厉审核委员,否则为宽松审核风格委员。当拟上市公司由这112名委员其中的任一位审核时,*severe*为1,否则为0。

① 目前国内研究媒体的数据主要来自于上市公司资讯网、中国证券报、中国重要报纸全文数据库及和讯网等,考虑到媒体对拟上市公司的报道量偏少,本文经数据比对,选取了媒体覆盖面更广、报道量更充足的中国资讯网数据库作为数据来源。

② 上海国家会计学院财经学者夏草在个人博客及财经网站上发表了多篇质疑上市公司造假的文章,包括《十大涉嫌偷漏税过会公司》《中小板造假上市四天王》等,引起了极大的社会反响。夏草博客地址见http://blog.sina.com.cn/s/articlelist_1378103445_0_1.html。

③ 上会前一年对应的时间区间为上会日往前一年到上会日。

(4)发审委独立性。本文首先按照工作单位类型将发审委委员分为:学术型、行政 I 型、行政 II 型和市场型四类,这四类发审委委员的独立性从高到低。具体地,学术型发审委委员独立性最高,在发行审核中专业联系的成分高于利益关系,包括在大学任教的教师以及在各类研究机构任职的研究人员;行政 I 型委员为在证券系统之外的行政机构(包括国家发改委、科技部、国资委等)任职的委员,行政 II 型委员为证券系统内的行政机构(包括证监会、交易所、证券业协会)任职的委员,这些官员进行官商转换的可能性较大;市场型委员来自于市场机构(包括证券公司、会计师事务所以及律师事务所、资产管理机构等),这些机构与 IPO 公司有各项业务往来,独立性相对最低。由于学术和行政 I 型委员与上市公司关联度相对较低,如果审核该 IPO 公司的发审委七名成员中包含学术和行政 I 型委员,则被认为独立性较高,预期负面曝光将对其产生更大的影响^①。

(5)承销商声誉(*repu_udwter*)。承销商排名既反映了业绩水平,也体现了其内在的声誉资产。根据中国证券业协会的承销家数排名,如果承销商在承销目标公司前一年进入了承销家数排名前 20 位,则为高声誉承销商,*repu_udwter* 为 1,否则为低声誉承销商,*repu_udwter* 为 0。由于部分样本公司采用联席保荐,会聘请多家机构进行承销(约占总样本量 4%),只要其中一家进入承销家数排名前 20 位,则 *repu_udwter* 为 1。

(6)审计师声誉(*repu_acc0*)。与承销商声誉类似,根据每年中国注册会计师协会网站的综合排名,逐年确定对应的审计师事务所是否排名前 10,如是则为高声誉审计师事务所,*repu_acc0* 为 1,否则 *repu_acc0* 为 0。

(7)其他控制变量。本文对可能影响发行审核的传统财务指标进行了控制,包括资产规模(*asset*)、净利率(*profitr*)和负债率(*lev*)。同时,根据我国特殊国情,本文特别考察了审慎推荐行业(*industry_reject*)变量。这是由于我国新股发行的准入机制带有一定程度的行业倾向性,公用事业、房地产开发与经营、土木工程建筑、交通运输以及部分产能过剩和重复建设的行业被证监会明文列为审慎推荐的行业。当拟上市公司处于上述审慎推荐行业时,*industry_reject* 为 1,否则为 0。最后,本文对发审委当年的审核工作量加以控制,加入了待审公司数变量(*firms*)。

具体变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义一览表

变量分类	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	审核是否不通过	<i>nopass</i>	将发审委对样本公司作出暂缓表决、取消审核和不通过的表决结果时, <i>nopass</i> 为 1,否则为 0
解释变量	IPO 监督效果	<i>neg</i>	ln(样本公司在上会前一年的媒体负面报道篇数 + 1)
		<i>badnews</i>	样本公司上会前一年存在媒体负面报道时为 1,否则为 0
	IPO 监督路径	<i>indep</i>	按照委员所在单位类型将其分为:学术型、行政 I 型、行政 II 型、市场型四类,如果审核样本公司的发审委小组中有学术型和行政 I 型成员,则为高独立组,否则为低独立组。
发审委审核风格		<i>severe</i>	样本公司由严厉审核风格委员审核时, <i>severe</i> 为 1,否则为 0

① 这是因为发审委会议为两票否决制,只要组内存在 1~2 名独立性高的成员对问题公司严格把关,会在很大程度上影响 IPO 审核结果。而学术行政型发审委委员(学术型和行政 I 型)比较稀缺,每次会议参与人中,平均仅有 3% 的委员属于学术行政型,绝大部分样本公司都是学术和行政 I 型人员加起来仅有 1 名,因而仅选用该指标“如果七名委员中存在一个独立性高的,则定义为独立性高的组”来定义。

续表 1

变量分类	变量名称	符号	变量定义
控制变量	资产规模	<i>asset</i>	样本公司上会前一年的总资产取对数
	负债率	<i>lev</i>	样本公司上会前一年的总负债/总资产
	利润率	<i>profitr</i>	样本公司上会前一年的净利润/销售收入
	承销商声誉	<i>repu_udwter</i>	根据承销前一年中国证券业协会承销家数排名,前 20 位为 1,否则为 0
	审计师声誉	<i>repu_acc0</i>	根据中国注册会计师协会网站的综合排名,审计师事务排名前 10 位则为 1,否则为 0
	审慎推荐行业	<i>industry_reject</i>	当样本公司处于证监会审慎推荐行业内时, <i>industry_reject</i> 为 1,否则为 0
	待审公司数	<i>firms</i>	审核当年发审委待审公司的家数取对数

资料来源:本文整理

3. 回归模型

针对审核是否不通过(*nopass*),本文采用多元 Logit 和 Probit 模型验证媒体曝光对该变量的影响效果及作用机理,回归模型见式(1)。解释变量包括上会前媒体负面报道数量(*neg*)及上会前是否存在媒体负面报道(*badnews*)。模型中控制变量 *control* 包括承销商声誉、审计师声誉、发审委审核风格、资产规模、负债率、利润率、待审公司数、限制性行业等变量。

$$nopass = \alpha_0 + \beta_1 neg/badnews + \beta_2 control + \varepsilon \quad (1)$$

特别地,由于媒体曝光系列变量可能存在内生性问题,直接采用回归估计得到的结果可能有偏。为削弱内生性带来的影响,本文采用了 Heckit 两阶段回归进行分析。第一阶段用 Probit 模型估算每个公司被媒体曝光的概率,并计算逆米尔斯比(Inverse Mill's Ratio, MRI);第二阶段把 MRI 作为调整变量引入原实证模型。在选取预测被曝光概率模型时,参考已有文献,工具变量选择的是传媒发展环境(*CMDI*)、媒体报道总量(*TOTMED*)、IPO 审核所在年份(*YEAR*) (郑志刚等,2011^[27]; 权小锋和吴世农,2012^[28]; 杨玉龙等,2016^[29])。一阶段回归模型见式(2)。其中,传媒发展环境变量源自于《中国传媒发展指数报告》编制的传媒发展综合指数。工具变量通过了弱工具变量、外生性、过度识别的检验^①。

$$neg/badnews = \alpha + \beta_1 TOTMED + \beta_2 CMDI + \beta_3 YEAR + \varepsilon \quad (2)$$

四、实证结果及分析

1. 描述性统计

表 2 列示了 2005—2018 年 2628 家拟上市公司审核过会及媒体曝光情况。研究样本中,未通过审核的观测数为 511 家,通过审核公司数为 2117 家,未通过审核比例为 19%。未通过审核样本的媒体负面曝光量在 1% 的水平上显著高于通过审核样本,平均单家公司的负面曝光量为 0.241,高于通过审核公司的平均单家公司的负面曝光量 0.095。

① 弱工具变量检验中,*neg* 和 *badnews* 的 F 统计量分别为 29.2051 和 15.6602,均大于建议的经验法则临界值 10,拒绝了存在弱工具变量的原假设。此外,Durbin-Hausman 和 Wu-Hausman 检验拒绝了其是外生变量的原假设,Sargan 检验拒绝了过度识别的原假设。

表2 2005—2018年单家拟上市公司媒体负面曝光量与IPO审核通过情况的分组检验

样本类型	观测数	总量	均值	方差	最小值	最大值
通过审核样本	2117	202	0.095	0.840	0	33
未通过审核样本	511	123	0.241	0.818	0	9
T检验	未通过审核 VS. 通过审核		T值		3.530***	

注：***、**、* 分别表示显著性水平为1%、5%、10%（双尾）

资料来源：本文整理

本文对样本期间参与审核、且有披露工作单位的发审委委员的工作单位进行了统计。在188名披露了工作单位的发审委委员中^①，69.68%的委员来自市场型机构（其中主要来自会计师事务所和律师事务所，来自证券公司的委员仅有1名），19.68%的委员来自行政II型（主要来自交易所和证监会），行政I型与学术型委员比例较低，分别仅占4.25%和6.38%^②。

2. 基准回归

表3考察了媒体对IPO发行审核的影响。结果显示，媒体曝光对IPO审核过会的影响Logit、Probit以及Heckit回归模型结果一致，媒体曝光越多的公司以及存在媒体曝光的拟上市公司，IPO审核不通过的可能性越大。此外，审核出年待审公司越多，拟上市公司发行审核不通过的概率越高，而资产规模越大、净利率越高的公司不通过的可能性越小。

表3 媒体曝光与IPO审核过会

变量	LOGIT	PROBIT	LOGIT	PROBIT	HECKIT	HECKIT
<i>neg</i>	0.996*** (6.691)	0.572*** (6.934)			0.577*** (6.599)	
<i>badnews</i>			0.892*** (6.401)	0.520*** (6.583)		0.513*** (6.308)
<i>repu_udwter</i>	-0.245 (-1.620)	-0.138 (-1.621)	-0.240 (-1.593)	-0.135 (-1.590)	-0.145* (-1.681)	-0.139 (-1.615)
<i>repu_accu</i>	-0.358** (-2.301)	-0.212** (-2.445)	-0.350** (-2.267)	-0.209** (-2.426)	-0.214** (-2.452)	-0.214** (-2.465)
<i>lev</i>	0.002 (0.008)	0.017 (0.136)	0.003 (0.011)	0.019 (0.152)	0.031 (0.252)	0.037 (0.302)
<i>asset</i>	-2.290*** (-7.241)	-1.190*** (-7.722)	-2.281*** (-7.261)	-1.184*** (-7.673)	-1.185*** (-7.140)	-1.204*** (-7.268)
<i>firms</i>	135.784*** (2.891)	70.697*** (2.583)	136.764*** (2.932)	71.473*** (2.619)	70.621** (2.569)	69.836** (2.551)
<i>profitr</i>	-0.568** (-2.387)	-0.286** (-2.521)	-0.584** (-2.454)	-0.292** (-2.569)	-0.275** (-2.404)	-0.283** (-2.471)
<i>industry_reject</i>	0.187 (1.028)	0.105 (1.019)	0.188 (1.035)	0.105 (1.024)	0.112 (1.088)	0.106 (1.032)

① 由于部分发审委委员任职单位数据缺失，能统计到工作单位的发审委委员数量少于314名。

② 受篇幅限制，详细数据略去备索。此外，描述性统计和相关系数表同样略去备索。

续表 3

变量	LOGIT	PROBIT	LOGIT	PROBIT	HECKIT	HECKIT
<i>severe</i>	0.773 *** (3.942)	0.413 *** (3.987)	0.754 *** (3.888)	0.403 *** (3.914)	0.399 *** (3.821)	0.384 *** (3.705)
<i>MRI</i>					1.060 (0.773)	
<i>MRI1</i>						0.064 (0.052)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2319	2319	2319	2319	2298	2298
伪 R ²	0.187	0.186	0.184	0.183	0.185	0.183

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 *t* 检验值并经 White 异方差调整

资料来源:本文整理

3. 机制检验

在验证媒体曝光对 IPO 发行审核的作用机理时从如下两方面入手:一是考察媒体报道与发审委审核风格的关系,通过将样本公司分为严格审核风格组与宽松审核风格组分别进行回归。如表 4 所示,在 Logit、Probit 和 Heckit 回归中,*neg* 在宽松审核组的回归系数均高出严格审核组。为了检验这种差异是否在统计上显著,本文对此进行了 Chow 检验,结果显示,*neg* 的系数在三组回归中 Chi-Square 统计值分别为 6.58、7.12 和 6.86,均在 5% 的水平上显著,媒体曝光对不同风格的审核者所起的作用显著不同。媒体曝光与发审委审核风格之间存在替代关系,当拟上市公司受宽松审核风格委员审核时,媒体曝光对不过会概率的正向影响更高。因而,媒体报道更受宽松审核风格的委员重视,产生了显著的信息增量效果。对应的虚拟变量 *badnews* 结果与之类似,为节省篇幅,此处不再报告,下同。

表 4 媒体曝光对委员审核风格与 IPO 审核过会的关系

变量	LOGIT		PROBIT		HECKIT	
	宽松审核组	严格审核组	宽松审核组	严格审核组	宽松审核组	严格审核组
<i>neg</i>	1.281 *** (3.709)	0.828 *** (4.953)	0.705 *** (3.898)	0.490 *** (5.193)	0.806 *** (4.285)	0.454 *** (4.732)
<i>MRI</i>					0.718 (1.517)	
<i>MRI1</i>						-0.851 ** (-2.117)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	835	1471	835	1471	824	1461
伪 R ²	0.193	0.186	0.191	0.185	0.196	0.186

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 *t* 检验值并经 White (1980) 异方差调整;为节省篇幅,表中未汇报控制变量的结果

资料来源:本文整理

二是考察媒体曝光与发审委独立性的关系,将发审委按照是否独立进行分组回归。如果审核小组里全是行政 II 和市场型,则为低独立组;如果审核小组中含有学术型和行政 I 型人员,则为高

独立组。如表 5 所示,Logit、Probit 与 Heckit 模型均显示,媒体曝光在高独立组的影响更大。为检验该差异是否统计显著,本文进行 Chow 检验结果显示,*neg* 的系数在三种回归中 Chi-Square 值分别为 16.08、24.00 和 23.22,均在 1% 的水平上显著,媒体曝光对不同独立性的审核小组所起的作用显著不同。

表 5 媒体曝光、发审委独立性与 IPO 审核过会

变量	LOGIT		PROBIT		HECKIT	
	低独立组	高独立组	低独立组	高独立组	低独立组	高独立组
<i>neg</i>	0.905 *** (5.815)	3.534 *** (3.170)	0.523 *** (5.829)	1.828 *** (4.265)	0.506 *** (5.453)	1.871 *** (4.336)
<i>MRI</i>					-0.087 (-0.294)	0.603 (1.234)
行业/年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1994	335	1994	335	1973	335
伪 R ²	0.178	0.595	0.179	0.595	0.178	0.597

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 *t* 检验值并经 White (1980) 异方差调整;为节省篇幅,表中未汇报控制变量的结果

资料来源:本文整理

五、进一步分析

1. 媒体曝光与 IPO 上市进程

上市时点对于企业很重要,其对公司的融资成本影响较大,因而企业有动机择时上市。但我国情况特殊,拟上市公司什么时候过会、什么时候批准发行,均由发审部门决定(郭杰和张英博,2012)^[30],这就让拟上市公司只能通过预判发行节奏,在有限的时间范围内进行择时,本文可称之为“行政择时”。

在研究中,本文将拟上市公司的上市进程界定为其从递交首发申请材料至其上市挂牌的过程。具体地,我国证监会发审委的新股发行审核工作流程由预审、初审、审核以及会后事项四个阶段构成,具体包括受理、反馈会、预先披露、初审会、发审会、会后事项、核准发行等主要环节。其中的大部分环节处理周期相对固定,如受理材料与见面会的间隔为 5 个工作日。但仍有部分关键环节审核时间弹性较大,需要拟上市公司与相关审核部门进行反复互动,主要包括反馈会、初审会以及会后事项^①,正是这些环节最终决定了上市进程的长短。当拟上市公司在审核过程中被发现信息披露、财务与会计及募集资金运用等问题令其暂时不符合上市基本要件时,可能会被要求按照规定重新披露或进行整改,尤其是在上述互动环节补充材料、进行核查、落实问题等,导致延缓整个上市进程。

平均而言,我国发审委从受理材料到核准发行的审核周期约为半年,但对许多发行公司来说,审核周期远不止半年。例如,珠江啤酒、星网锐捷等众多公司的上市进程甚至超过两年^②。按照我国新股发行规定,拟上市公司需在中国证监会核准发行之日起的 6 个月内发行,否则核准文件失

① 各环节的主要内容见中国证监会发行监管部首次公开发行股票审核工作流程,网址:http://www.csrc.gov.cn/pub/zjhpublic/G00306202/201203/t20120316_207275.htm。

② 珠江啤酒在 2008 年首次过会后被曝业绩大幅下滑而未获批文,星网锐捷则是由于先后出现补充材料、专利问题等而两次延误上市进程。

效,须经重新核准后方可发行。因此,一旦拟上市公司被延缓上市,就很可能需要再次上会甚至三次上会才能得到发行批文,进而拉长上市进程。实际上,IPO 市场中更是不乏两次上会的拟上市公司,问题严重者甚至需经历三次上会。媒体对拟上市公司曝光越多,引发发审委关注并采取措施的可能性越大,增加该公司的上市阻力。本文预期,媒体曝光将增加拟上市公司的过会次数,延长其首发申请报批时间。

本文采用 OLS 回归模型(3)检验媒体曝光与上市进程的关系。被解释变量分别为上会次数(*times*)、上市报批时间(*passtime*)。上会次数(*times*)是拟上市公司为取得上市资格而历经上会程序的次数累计,取值在 1~3 之间。报批时间(*passtime*)为拟上市公司从递交首发申请材料至其上市挂牌所经历的时间间隔。拟上市公司在上市过程将先后经历时点:股东大会审议通过上市方案日(T1)、递交申请材料日(T2)、上会日(T3)、发行起始日(T4)以及上市日(T5)。鉴于拟上市公司向证监会递交首发申请材料的时点(T2)无法获取,本文分别以最靠近 T2 的时点——拟上市公司股东大会通过《关于申请公开发行股票并上市的议案》的时点 T1,以及证监会发审委审核会议召开的时点 T3 作为替代变量,即以股东大会召开日到上市日的时间间隔(*passtime1*)以及上会审核日期到上市日的时间间隔(*passtime2*)度量报批时间^①。解释变量为媒体曝光量(*neg*)和是否存在负面曝光(*badnews*),媒体负面曝光量为对应公司在上会前一年的媒体负面报道量。控制变量同前。

$$times/passtime = \alpha_0 + \beta_1 neg/badnews + \beta_2 control + \varepsilon \quad (3)$$

表 6 的 Panel A 检验结果显示,存在媒体曝光的公司(*badnews*)、媒体曝光越多的公司(*neg*),上会次数更多,可见负面报道对拟上市公司的上市进程形成阻碍。表 6 的 Panel B 显示,媒体曝光越多的公司(*neg*),其报批时间 *passtime1*(股东大会通过新股发行议案至其最终挂牌上市经历的时间间隔)越长,而报批时间 *passtime2* 没有受到显著影响。这说明媒体曝光的影响更多地产生在公司上会之前,比如导致公司在上会之前的反馈会和初审会环节补交材料、落实问题。媒体对上会后的会后事项环节的影响较小,因此媒体的监督功能更多地在于发挥于上会之前的时点。

表 6 媒体曝光与上市进程

Panel A: 媒体曝光与上会次数

变量	<i>Times</i>			
	OLS		HECKIT	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>neg</i>	0.061 *** (2.977)		0.069 *** (3.301)	
<i>badnews</i>		0.038 * (1.855)		0.042 ** (2.010)
<i>MRI</i>			0.107 * (1.928)	
<i>MRI1</i>				0.085 (1.557)
控制变量	控制	控制	控制	控制

① 在对报批时间的研究中,多次过会的样本将保留每一次过会的观测,对应的媒体报道为上会日往前一年到上会日的报道。对以报批时间作为解释变量的上市进程经济后果的检验中也是如此,后文不再赘述。

续表 6

Panel A: 媒体曝光与上会次数

变量	Times			
	OLS		HECKIT	
	(1)	(2)	(3)	(4)
年度/行业	控制	控制	控制	控制
N	2407	2407	2386	2386
调整 R ²	0.038	0.036	0.039	0.037

Panel B: 媒体曝光与报批时间

变量	Passtime1				Passtime2			
	OLS		HECKIT		OLS		HECKIT	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>neg</i>	0.046** (2.245)		0.045** (2.166)		0.014 (0.688)		0.018 (0.870)	
<i>badnews</i>		0.038* (1.886)		0.036* (1.757)		0.022 (1.110)		0.024 (1.177)
<i>MRI</i>			0.081* (1.866)				0.094** (2.196)	
<i>MRI1</i>				0.073* (1.703)				0.093** (2.189)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2276	2276	2258	2258	2275	2275	2257	2257
调整 R ²	0.125	0.125	0.124	0.123	0.149	0.150	0.151	0.151

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 *t* 检验值;为节省篇幅,表中未汇报控制变量的结果

资料来源:本文整理

2. IPO 上市进程的经济后果检验

本文得出,媒体负面曝光可以降低公司过会概率、延缓其上市进程,那么,媒体是否起到了优化资源配置的作用? 研究发现,我国的 IPO 市场中,媒体负面报道并未有助于减轻 IPO 财务包装程度(熊艳和杨晶,2017)^[24],甚至在拟上市公司 IPO 前产生报道偏差。研究发现,拟上市公司媒体公关费用越高,被曝光的负面新闻越少(王木之和李丹,2016)^[6]。IPO 时给媒体支付有偿沉默费的公司,IPO 之后出现业绩变脸的可能性更高,其会计盈余质量更低(方军雄,2014)^[5]。本文认为,在 IPO 发行审核中,无论媒体报道是否客观、公正,其披露出来的负面新闻均会由发审委委员进行第二次“把关”,对媒体的信息做出二次核验和判定。因此,在 IPO 审核这一特殊情境下,媒体对拟上市公司进行负面曝光,是利大于弊的结果,能在较大程度上能起到优化资源配置的作用。

为了验证这一点,本文对 IPO 的上市进程进行了经济后果检验,考察被延缓上市进程的 IPO 公司,上市后是否具有更大概率的“业绩变脸”。本文采用多元 Logit 模型(4)检验上市进程与业绩变脸间的关系,回归方程如下:

$$faceoff = \alpha_0 + \beta_1 passtime1 + \beta_2 repu_udwter + \beta_3 repu_acco + \beta_4 bull + \beta_5 board + \beta_6 it + \beta_7 issuecapital + \beta_8 lev + \varepsilon \quad (4)$$

被解释变量业绩变脸 (*faceoff*) 包括业绩亏损 (*Loss_netprf*) 和业绩下滑 (*Slump_netprf*)。参考熊

艳和杨晶(2017)^[24],业绩亏损(*Loss_netprf*)为该公司上市当年任一季度净利润是否为负的虚拟变量;业绩下滑指标(*Slump_netprf*)为该公司在上市当年任一季度净利润是否比上年同期下跌超过50%的虚拟变量。解释变量为上市报批时间(*passtime1*),即股东大会通过新股发行议案至其最终挂牌上市经历的时间间隔。其他控制变量包括募资规模取对数(*issuecapital*)、承销商声誉(*repu_udwter*)、审计师声誉(*repu_acco*)、上市前一年负债率(*lev*)、是否中小板公司(*SME_board*)、是否主板公司(*Main_Board*)、熊牛市状态(*bull*)、高科技公司(*it*)。控制变量的具体设置见熊艳和杨晶(2017)^[24]。

如表7所示,上市报批时间(*passtime1*)与业绩亏损(*Loss_netprf*)和业绩下滑(*Slump_netprf*)分别在1%和10%水平上显著正相关,说明IPO报批时间越长的公司在IPO当年出现业绩变脸的概率越高。这就说明,IPO发行审核的前端控制是有效的,媒体负面曝光延缓了问题拟上市公司的上市进程,而这些被延缓的公司在IPO之后业绩表现也更差。

表7 IPO上市进程与业绩变脸

变量	<i>loss_netprf</i>	<i>slump_netprf</i>
<i>passtime1</i>	0.715*** (2.740)	0.406* (1.813)
<i>issuecapital</i>	-2.799*** (-5.879)	-0.893*** (-2.779)
<i>repu_udwter</i>	-0.149 (-0.420)	-0.042 (-0.161)
<i>repu_acco</i>	0.541 (1.361)	0.643** (2.176)
<i>lev</i>	1.160*** (2.901)	0.331 (1.048)
<i>SME_Board</i>	-1.043** (-2.256)	-1.159*** (-3.350)
<i>Main_Board</i>	-0.540 (-1.151)	-0.073 (-0.226)
<i>bull</i>	0.332 (0.957)	-0.114 (-0.416)
<i>it</i>	1.610*** (6.017)	0.586** (2.514)
N	2266	2266
伪R ²	0.094	0.033

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾);括号内为*t*检验值并经White(1980)异方差调整

资料来源:本文整理

六、稳健性检验

为验证回归结果的可靠性,本文进行了如下方面的稳健性检验。

(1)由于IPO审核中采取的是“两票否决制”,本文对发审委审核风格变量进行替换,考察发审

委审核小组七名成员中严厉审核风格者是否超过两名 (*killer_two*) 以及严厉审核风格者占比 (*killerate*)。结果如表 8 所示,负面曝光量对审核不通过概率的影响维持不变。

表 8 稳健性检验——发审委审核风格变量替换

Nopass		
变量	LOGIT	
	(1)	(2)
<i>neg</i>	1.100*** (4.129)	0.982*** (3.837)
<i>killerate</i>	2.358*** (7.065)	
<i>killer_two</i>		2.375*** (6.321)
年度/行业变量	控制	控制
N	1106	1106
伪 R ²	0.230	0.218

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 *t* 检验值并经 White (1980) 异方差调整;为节省篇幅,表中未汇报控制变量的结果

资料来源:本文整理

(2) 进一步剔除政策因素对审核过会的影响。表 9 考察两个政策事件:2009 年 11 月 2 日,发审委根据首批创业板上市企业存在的问题及时收紧审核尺度;2010 年 3 月 19 日,证监会推出《关于进一步做好创业板推荐工作的指引》,该指引的推出在较大程度上影响了随后的发行审核通过情况(任颀等,2011)^[31]。根据这两个政策时点分别设置政策虚拟变量 *scale1* 和 *scale2* 进行研究,结果维持不变。

表 9 稳健性检验——剔除政策因素的影响

Nopass								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	LOGIT	PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT	PROBIT	LOGIT	PROBIT
<i>neg</i>	0.983*** (6.907)	0.561*** (7.038)			1.008*** (6.985)	0.575*** (7.144)		
<i>badnews</i>			0.902*** (6.603)	0.522*** (6.739)			0.929*** (6.831)	0.536*** (6.934)
<i>scale1</i>	-2.710*** (-10.205)	-1.412*** (-10.588)	-2.693*** (-10.259)	-1.408*** (-10.618)				
<i>scale2</i>					-2.496*** (-8.281)	-1.274*** (-8.383)	-2.480*** (-8.316)	-1.271*** (-8.396)
年度/行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2404	2404	2404	2404	2404	2404	2404	2404
伪 R ²	0.214	0.210	0.212	0.208	0.197	0.193	0.195	0.191

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 *t* 检验值并经 White (1980) 异方差调整;为节省篇幅,表中未汇报控制变量的结果

资料来源:本文整理

(3)以股东大会召开日 T1 和上会日 T3 的时间中点 *passtime3* 作为递交申报材料的估计时点,以此计算首发申请的报批时间,并对负面报道与报批时间的关系进行稳健性实证检验,结果基本维持不变,如表 10 所示。

表 10 稳健性检验——报批时间替换

<i>Passtime3</i>				
变量	OLS		HECKIT	
<i>neg</i>	0.031 (1.570)		0.034* (1.674)	
<i>badnews</i>		0.033* (1.688)		0.033* (1.681)
<i>MRI</i>			0.108** (2.562)	
<i>MRI1</i>				0.104** (2.477)
年度/行业变量	控制	控制	控制	控制
N	2275	2275	2257	2275
调整 R ²	0.174	0.174	0.174	0.174

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 *t* 检验值;为节省篇幅,表中未汇报控制变量的结果

资料来源:本文整理

(4)采用两阶段最小二乘法来控制内生性问题,结果如表 11 所示。稳健性检验结果显示,相关假设的结果维持不变。

表 11 稳健性检验——2SLS 法控制内生性

<i>Nopass</i>		
变量	2SLS	
	(1)	(2)
<i>neg</i>	0.497*** (2.507)	
<i>badnews</i>		0.869*** (2.553)
年度/行业变量	控制	控制
N	2386	2386
调整 R ²	0.057	—

注:回归中的系数经过标准化处理;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 *t* 检验值并经 White (1980) 异方差调整;为节省篇幅,表中未汇报控制变量的结果

资料来源:本文整理

七、结 论

1. 研究结论

本文基于 2005—2018 年进入证监会发审委审核程度的拟上市公司的数据,考察了拟上市公司

过会前的媒体负面报道对其审核结果的影响及路径机制。研究表明:(1)上会前的媒体曝光显著地增加了公司不过会的概率。(2)媒体在IPO中的监督角色通过影响发审委委员的个人判断发挥作用,一方面,媒体报道通过信息扩散路径为宽松审核风格的委员提供了更多的风险信息,对宽松审核风格委员的审核结果影响更大;另一方面,媒体通过声誉约束路径对独立性高的发审委的约束效果越好。(3)媒体曝光会显著增加拟上市公司的上会次数,并延长首发申请报批时间,加大其上市进程的阻力。(4)报批时间越长的公司,在上市后出现业绩变脸的概率越高,IPO发行审核的前端控制是有效的。因此,在当前监管部门逐步放松管制的背景下,媒体能在一定程度上作为市场自律机制发挥有效的作用,成为IPO市场新兴“守夜人”。

在注册制改革之后,政府部门对市场的管制力量将大大削弱,监管理念将以信息披露为中心,以事后和事中监管为主要监管方向。在此制度背景之下,来自于非正式制度的媒体监督显得尤为重要,本文的研究结论对当前的核准制及未来的注册制下构建市场自律机制具有一定的实践启示意义。本文的局限性在于未就媒体曝光的情况进行细分研究,未来研究可以进一步区分媒体的类型、报道是否原创以深入分析其带来的影响差异。

2. 对策建议

根据相关研究结论,本文提出如下对策建议:第一,构建交易所与媒体联合的信息披露监管机制。沪深交易所间接规定上市公司要接受媒体监督,比如上交所《上市规则》第2.8条规定,上市公司和相关信息披露义务人应当关注公共媒体(包括主要网站)关于本公司的报道,并要求在规定期限内如实回复交易所就相关事项提出的问询(熊锦秋,2020)^[32]。本文研究结果显示,媒体报道对宽松审核风格委员的审核结果产生了更大的影响,这在一定程度上预示着在未来放松行政审核力度时,媒体将会对IPO公司产生更大的监督作用。鉴于此,监管部门未来可以进一步加大媒体的监督报道权力。例如,允许媒体对上市公司及承销商的相关资料拥有请求权与查阅权,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,对证券市场甚至政府监管机构的运行状况进行评估。一旦发现问题,媒体可予以公开并呈交证券交易所,以日常化的监管加强对IPO预披露的监督指导,监管机构对粉饰业绩、造假发行、招股说明书不实甚至有意隐瞒的公司和保荐人及时追踪检查,对其构成实质性威慑。

第二,为了避免媒体报道与被报道公司之间的利益输送,应当淡化媒体盈利本质与监督职责的双重矛盾,可考虑对此建立制度保障,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,促进媒体独立、客观地报道(熊艳等,2014)^[2]。

第三,鼓励建立新闻自律组织,规范媒体客观报道。中国证监会《上市公司信息披露管理办法》第五十六条规定:“媒体应当客观、真实地报道涉及上市公司的情况,发挥舆论监督作用”。然而,核准制下上市资格的稀缺性及IPO的巨大收益,现实中媒体难以真正做到客观中立,可能出现“有偿沉默”或“新闻敲诈”的现象(刘瑾鸿,2017^[33];方军雄,2014^[5])。各国的民间组织为我们提供了新闻自律组织的范本,中国同样可以鼓励设立多样化的媒体监督组织形成外部制约力量,如由拟上市公司提供资金成立民间监督组织如“公正报道IPO组织”,让媒体接受民众及拟上市公司的投诉,定期对媒体发布客观报道评测报告,客观公正地进行新闻道德监督。也可由证券交易所成立媒体监管委员会进行管理,加强对媒体传谣等行为的行政管理和惩处,鼓励举报无凭无据、对社会有着潜在危害的谣言报道,并集中调查重大谣言报道。

参考文献

[1] Coffee, J. C. Jr. . Privatization and Corporate Governance: The Lessons from Securities Market Failure [J]. Journal of Corporation

Law,1999,(25):1-39.

- [2]熊艳,李常青,魏志华.媒体报道与IPO定价效率:基于信息不对称与行为金融视角[J].北京:世界经济,2014,(5):135-160.
- [3]DuCharme,L.L.,S.Rajgopal,and S.E.Sefcik.Why Was Internet IPO Underpricing so Severe[EB/OL].Working Paper,2001, Available at:http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=285986.
- [4]Ho,B.,M.Taher,R.Lee,and N.Fargher.Market Sentiment,Media Hype,and the Underpricing of Initial Public Offerings:The Case of Australian Technology IPOs[EB/OL].Working Paper,2001, Available at:http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=281333.
- [5]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].北京:管理世界,2014,(11):95-104.
- [6]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].北京:管理世界,2016,(7):121-136,188.
- [7]王佐发.新《证券法》下资本市场如何向注册制转型[N/OL].澎湃新闻,<http://finance.sina.com.cn/roll/2020-01-13/doc-iihnzha2069117.shtml>,2020-1-13.
- [8]郑培培,任春艳,郭兰.社会责任信息披露、媒体报道与个体投资者的投资决策——一项实验证据[J].北京:经济管理,2017,(4):37-50.
- [9]杨广青,杜亚飞,刘韵哲.企业经营绩效、媒体关注与环境信息披露[J].北京:经济管理,2020,(3):55-72.
- [10]尚正.我国上市公司退市现状与建立退市机制的现实意义[R].上海证券交易所报告,2012-03-12.
- [11]Shu,P.G.,Y.H.Yeh,and Y.H.Su.Decisions of Initial Public Offering Review Committees:Causes and Consequences[J].Emerging Markets Finance and Trade,2009,45,(3):67-82.
- [12]陈运森,郑登津,李路.民营企业发审委社会关系,IPO资格与上市后表现[J].北京:会计研究,2014,(2):12-19,94.
- [13]杜兴强,赖少娟,杜颖洁.“发审委”联系、潜规则与市场的资源配置效率[J].北京:金融研究,2013,(3):143-156.
- [14]Dyck,A.,A.Morse,and L.Zingales,Who Blows the Whistle on Corporate Fraud[J].Journal of Finance,2010,65,(6):2213-2253.
- [15]Djankov,S.,T.Nenova,,C.McLiesh,and A.Shleifer,Who Owns the Media[J].Journal of Law and Economics,2003,46,(2):341-381.
- [16]Miller,G.S..The Press as a Watchdog for Accounting Fraud[J].Journal of Accounting Research,2006,44,(5):1001-1033.
- [17]柳木华.大众传媒对会计舞弊的监督:一项经验研究[J].深圳:证券市场导报,2010,(8):43-50.
- [18]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].北京:管理世界,2013,(7):145-162.
- [19]Frankel,R.,and X.Li.Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Outsiders and Insiders[J].Journal of Accounting and Economics,2004,37,(2):229-259.
- [20]Bushee,B.J.,J.E.Core,and W.Guay.The Role of the Business Press as an Information Intermediary[J].Journal of Accounting Research,2010,(48):1-19.
- [21]Besley,T.,and A.Pratt.Handcuffs for the Grabbing Hand? Media Capture and Government Accountability[J].The American Economic Review,2006,96,(3):720-736.
- [22]Bonoma T.V.,and W.J.Johnston.Locus of Control,Trust,and Decision Making[J].Decision Sciences,1979,(1):39-56.
- [23]王庆喜,严浩坤.战略联盟构建的风险感知分析[J].北京:科学学研究,2003,(S1):90-94.
- [24]熊艳,杨晶.媒体监督与IPO业绩变脸:甄别、传导还是治理[J].北京:财贸经济,2017,(6):66-79.
- [25]时晋,曾斌.发审委制度的困境与反思[J].深圳:证券市场导报,2012,(6):4-12.
- [26]Dyck,A.,N.Volchkova,and L.Zingales.The Corporate Governance Role of the Media:Evidence from Russia[J].The Journal of Finance,2008,63,(3):1093-1135.
- [27]郑志刚,丁冬,汪昌云.媒体的负面报道,经理人声誉与企业业绩改善——来自我国上市公司的证据[J].北京:金融研究,2011,(12):163-176.
- [28]权小锋,吴世农.媒体关注的治理效应及其治理机制研究[J].北京:财贸经济,2012,(5):59-67.
- [29]杨玉龙,吴明明,王璟,吴文.异质性媒体与资本市场信息效率[J].上海:财经研究,2016,(3):83-94.
- [30]郭杰,张英博.企业择时还是政府择时?——中国特定制度背景下IPO市场时机选择对资本结构的影响[J].北京:金融研究,2012,(7):137-153.
- [31]任颀,邓鹏飞,宋芳秀.创业板上市企业发行审核有效性研究[J].太原:山西财经大学学报,2011,(12):26-36.
- [32]熊锦秋.上市公司业绩变差岂能怪罪媒体监督[N].证券时报,2020-03-02.
- [33]刘瑾鸿.IPO注册制后财经媒体的作用[J].济南:青年记者,2017,(19):49-50.

Media Exposure and IPO Approval: Effects and Mechanisms

XIONG Yan¹, WEI Zhi-hua², LI Chang-qing³

(1. School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai, 200237, China;

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China;

3. School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: The contradiction between the market-oriented reform of IPO issuance and the relatively slow-developing market self-regulatory forces hinders the development of the market, highlighting the need in search of the forces for in addition to the self-regulatory mechanism for the capital market. The gradual reform of the registration system under the new “Securities Law” show that the focus of the review has shifted to the proposed IPO applicants’ information disclosure. Under the registration system, the media acts as an external regulator of the information disclosure of IPO applicants, and its exposure will arouse the attention of the review agency, which will affect the acquisition and retention of the company’s IPO approval.

We pioneered in identifying the influence and mechanism of media coverage on the IPO approval decisions and the process of proposed listed companies, using the data includes 2,628 IPO applicants that entered the review process of the Securities Regulatory Commission’s Issuance Examination Committee (IEC) between January 1, 2005 and December 31, 2018.

This article believes that the IEC plays a vital role in IPO application, but most of them just focus on the documents submitted by IPO applicants which may be packed, and they have never done on-the-spot investigation, so the authenticity of information cannot be well confirmed by IEC. While the media has the motivation and ability to expose the truth, which may induce the investigation of IEC. Based on the information offered by media, IEC may postpone the vote, cancel the review, or reject the listing qualifications. This paper found that media supervision is effective in the IPO stage, and media exposure significantly reduces the probability of IPO approval. This effect is mainly achieved through the information diffusion and reputation constraint path. In the information diffusion path, media exposure will have a greater impact on the IEC with a loose review style. If the IEC is severe, he will be more cautious to seek more risk information of IPO applicants, and the increment effect of media is smaller. In the reputation constraint path, the individual’s rent-seeking decision is jointly determined by private benefit and reputation cost. The reputation restraint effect is related to IEC’s private benefit. The higher the independence of the committee members, the smaller the private benefit and the stronger the media’s reputation restraint effect.

Further research show that media exposure will delay the IPO applicants’ listing process. The more media exposure, the longer the IPO approval time. Furthermore, the longer the time for the approval, the higher the probability of performance decline in the year after IPO.

Therefore, in the context of the current intermediary agencies failing to perform their duties and the regulatory authorities are gradually deregulating, the media can play an effective role as a market self-discipline mechanism to a certain extent and become the emerging watchdog in the IPO market. In the future, it is possible to build a joint information disclosure supervision mechanism between the exchange and the media, provide financial incentives for objective reporting by the media, encourage the establishment of news self-regulatory organizations.

The possible contributions of this article are as follows: (1) Based on China’s unique institutional background, this article studies the influence and mechanism of media exposure on IPO approval and enriches the research literature on media governance in the IPO context. It fills in the gaps in media coverage and research on IPO review, and provides theoretical basis for media behavior research. (2) This article is no longer confined to influence on the listed companies, and expands to IPO applicants. At the same time, this article expand the media’s impact on stakeholders. (3) This article measures the review style and independence of IEC for the first time, and clarifies the mechanism by which media exposure affects the IPO results by examining the heterogeneous influence of media exposure on different characteristics of the IEC.

Key Words: media exposure; IPO approval; IEC’s characteristics

JEL Classification: M41

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2020.11.009

(责任编辑:李先军)