

## 发行审核委员的遴选质量与 IPO 审核效果

吴 溪 郑登津 孔东民\*

**摘要:** 在我国资本市场, IPO 发行审核委员会(发审委)对企业能否上市发表审核意见,但鲜有文献考察发审委员的遴选质量与 IPO 审核效果的关系。基于会计师事务所背景的发审委员遴选数据,本文构建了发审委员遴选模型,考察了模型判别异常入选概率较高的发审委员的审核表现。我们发现,某发审委员的异常入选概率越高,其参与审核过会的企业在上市后表现越差,体现为业绩变脸程度更大,盈余管理程度更高,也更可能发生财务舞弊。本文对于利用数据技术手段加强资本市场基础制度建设、有效防范金融风险、提升上市公司高质量发展具有积极含义。

**关键词:** 发行审核委员; 遴选质量; IPO 审核效果

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.04.11

### 一、引 言

自 2003 年中国证券监督管理委员会(以下简称证监会)颁布《中国证券监督管理委员会股票发行审核委员会暂行办法》以来,企业首次公开发行(IPO)引入了发行审核委员会(发审委)制度。IPO 发审委主要由具有会计、法律、证券专业领域从业经验的委员构成,其专业评审对企业能否上市具有决定性的影响。<sup>①</sup>随着近年来“新大地”“胜景山河”等 IPO 造假事件的曝光,发审委员的审核质量受到公众和媒体高度关注与质疑(时晋和曾斌,2012;黄亮华和汤晓燕,2016;陈运森和宋顺林,2018)，“天能科技”的 IPO 造假则引发了公众和媒体对造假企业审计师成为发审委员候选人的广泛关注(马光远,2012)。

现有文献发现,发审委员任职后能够显著提升所在机构承做 IPO 企业的审核通过概率以及所在机构的 IPO 市场份额,并提出权力寻租的顾虑(如,王兵和辛清泉,2009;李敏才和刘峰,2012;Yang,2013;杜兴强等,2013;陈运森等,2014;胡旭阳,2015;黄亮华和谢德仁,2016;郭丽虹和刘凤君,2020);监管机构则很少通过公开方式问责审核质量存疑的发审委员(黄亮华和汤晓燕,2016)。这些发现意味着发审委员的任职将产生重要的经济后果,一旦不适合担任发审委员的人员入选,将产生重大的社

\* 吴溪、郑登津,中央财经大学会计学院;孔东民,华中科技大学经济学院。通信作者及地址:郑登津,北京市海淀区学院南路 39 号主楼 10 楼会计学院,100081;电话:(010) 62288614;E-mail:zhengdengjincufe@126.com。本文感谢国家自然科学基金项目(71872003、71802206、71991473)、国家社科基金重大项目(21ZDA010)和中央高校基本科研业务费专项资金的资助;感谢两位匿名审稿人对本文的宝贵意见,当然文责自负。

① 在注册制下,发审委依然需要采用合议制形成审核意见,决定企业能否上市。

会成本和代价。相应地，本文考察发审委员任职前的科学遴选问题，从金融市场风险的事前防范视角拓展现有文献。

基于监管机构公示的发审委员候选人与最终入选信息，本文构建了IPO发审委员的遴选模型。由于该模型反映了监管机构的常规遴选逻辑，因此基于该模型估计的发审委员异常入选概率可以反映出某些遴选结果悖离了监管机构的整体常规逻辑。本文发现，异常入选概率越高的发审委员参与审核的IPO企业在上市后越可能伴随着一系列负面表现，包括业绩变脸程度更大，盈余管理程度更大，且更可能发生舞弊。除了个体审核视角的证据，我们还从集体审核视角进行了分析，发现在同一批参与审核的委员中，异常入选概率最大的委员、异常入选概率最低的委员乃至委员们的平均异常入选概率都可能影响所审核企业的上市后表现，这进一步表明提升每一位发审委员个体的遴选质量具有积极意义。

执法效率如何影响新兴市场投资者保护的效果是重要的学术议题（La Porta et al., 2000；La Porta et al., 2008；许年行等，2013），但鲜有文献从执法效率的前端环节——执法者遴选的视角考察执法效率的经济后果；本文则通过IPO审核这一情境展示了执法者的遴选质量对投资者保护效力具有重要价值，从而丰富了执法效率的经济后果文献。本文也拓展了IPO领域的学术文献，不同于以往从申请IPO企业的公司治理和政治关联等角度对企业上市后表现的研究（如Fan et al., 2007；张学勇和廖理，2011；逯东等，2015），本文从发审委员遴选的视角，首次论证了发审委的人力资本质量与IPO企业上市后表现存在着系统性关联。

在我国不断推动国家治理体系和治理能力现代化的要求下，本文有两方面的政策含义：一方面，中国证监会在2017年修订的《中国证券监督管理委员会发行审核委员会办法》中强化了发审委的选聘工作，设立了发审委遴选委员会，增加面试和考察环节，本文的研究发现支持了监管机构对发审委员遴选环节的进一步重视；另一方面，本文显示，构建IPO发审委员的遴选模型将有助于监管机构在未来通过数据分析技术手段进一步优化发审委员的遴选质量，识别和把控遴选过程中的异常情形，以实现资本市场的健康发展，真正保护投资者利益。

## 二、制度背景与研究假设

### （一）IPO发行审核制度、发审委员的遴选原则与遴选流程

发审委制度是我国证券发行监管制度的重要组成部分：根据《证券法》（2006年版）第22条规定，国务院证券监督管理机构设发行审核委员会，依法审核股票发行申请。发审委制度通过吸收中国证监会以外的专家参与审核工作，旨在发挥专家把关功能，以便从源头上提高上市公司质量。

根据2006年5月发布实施的《中国证券监督管理委员会发行审核委员会办法》，第八条对发审委员的基本条件进行了如下原则性规定：“（一）坚持原则，公正廉洁，忠于职守，严格遵守国家法律、行政法规和规章；（二）熟悉证券、会计业务及有关的法律、

行政法规和规章；(三)精通所从事行业的专业知识，在所从事的领域内有较高声誉；(四)没有违法、违纪记录；(五)中国证监会认为需要符合的其他条件。”

基于上述原则，发审委员的遴选一方面重视候选人的专业能力和在业内的资历地位，另一方面也重视候选人的执业质量和声誉。通过与发审委员遴选部门和部分发审委委员的进一步交流，我们了解到发审委员的遴选通常经历如下环节：满足基本条件的候选人经由所在单位推荐和相关行业协会推荐；候选人公示；会议商讨；对候选人的相关情况进行对比排序；确定委员候选人名单；按照依法、公开、择优的原则选聘发审委委员。可以合理预见，这些环节将进一步强化发审委员遴选过程对候选人专业胜任能力、业内资历地位、执业质量和声誉的把控。

### (二) 发审委员与被审核企业之间的匹配安排

根据2006年5月发布的《中国证券监督管理委员会发行审核委员会工作细则》(证监发〔2006〕51号)，中国证监会发行监管部具体负责发行审核委员会工作会议前的各项准备工作，其中包括确定发审委会议日期、发审委会议审核的发行人以及出席发审委会议的发审委委员。

具体而言，发行监管部在每月月底前制定下月发审委会议召开计划并告知全体委员，非专职委员应当在每月月底前将下月能参加发审委会议的时间安排报告发行监管部；而发行监管部安排发审委会议审核发行人的顺序，原则上按照发行人向发行监管部报送审核材料的时间先后确定；此外，发审委员应当将须回避的有关情况及时上报发行监管部。

这些规则意味着，待审核的IPO申请企业与发审委员之间的匹配由监管机构在发审会议前统筹安排，除了对须回避情形的自主申报，由发审委员自主选择待审核企业的空间较为有限。

### (三) 研究假设

根据上述的发审委员选聘制度与流程，在发审委员候选人的推荐环节，相关行业协会或有关单位通常推荐多名候选人备选。在此过程中，候选人之间可能存在人力资本上(如专业素养、廉洁意识、职业声誉)的潜在差异，而人力资本的差异可能伴随着审核质量的差异，比如专业素养一般的委员可能难以识别出IPO企业的潜在重大风险而误将其通过审核，再比如廉洁意识较差的委员更可能受到特定利益关系的干扰而作出不当的意见表决，而职业声誉较强的委员在审核工作中可能采取更加自律的态度和更高的标准。由于人力资本的难以观察性，遴选环节有可能无法充分区分人力资本的高低，导致某些人力资本水平较低(即越不该入选发审委)的候选人进入发审委，进而这些委员任职后的审核效果更差。

企业一旦上市，将受到资本市场广大投资者的关注并引发社会影响，为此本文通过企业上市后表现反映发审委员的审核效果。内在质量较差的企业即使在IPO审核过程中通过各种粉饰暂时得以掩藏，但在上市目标达成后终将有所暴露(Aharony et al., 2000; Fan et al., 2007)；而且上市后较短时窗内的公司表现越差，越可能和发审委员的审

核表现有关，即发审委员把内在质量较低的IPO申请企业放行进入了资本市场。<sup>①</sup>

根据上述推理，我们提出如下假设：

**假设1 某发审委员越不该入选发审委，其审核通过的企业上市后表现越差。**

但至少存在以下若干方面的原因，可能使得上述假设并不成立。第一，由于相关行业协会或所在单位推荐的候选人名额非常有限，这些机构推荐的候选人可能都非常优秀，候选人之间的人力资本差异不明显，从而使得后续遴选出的发审委员人力资本也不存在明显差异。

第二，即使各机构推荐的候选人存在显著的人力资本差异，但后续的遴选环节可能做出了充分区分，使得最终入选的发审委员都具备较高的人力资本，而人力资本较低的候选人均被悉数淘汰。

第三，个体委员对IPO审核结果的干扰可能完全来自职务风险，即任何候选人只要成了发审委员都会受到各种利益主体的干扰，而与任职前的人力资本水平无关。如果这一理论成立，我们预期不会观察到候选人任职前的遴选质量与任职后的审核表现有关。

第四，依据《中国证监会发行监管部首次公开发行股票审核工作流程》，发行审核过程强调“对每一个发行人的审核决定均通过会议以集体讨论的方式提出意见，避免个人决断”。这意味着即使某些人力资本较低的候选人成为发审委员，但集体决策的过程可能会有效约束任何个体委员的意见偏误对一家IPO企业最终审核结果的干扰。

第五，除了审核工作的集体决策特征，在公权力运行中的各种监督机制也会限制个体委员的意见偏误对审核结果的影响。

### 三、IPO发审委员的遴选模型

#### （一）研究对象的选取

发审委员候选人涉及诸多专业背景（会计、法律、证券等）。出于以下几方面考虑，本文专门选取会计师事务所背景的候选人展开分析：第一，集中于某一专业背景领域展开分析，便于候选人人力资本之间的横向比较，提升遴选模型的估计效力。第二，会计专业背景的候选人数量较多，且在每次审核拟上市企业时会计专业背景的发审委员通常占接近半数的席位，从而表明该专业背景的发审委员遴选问题具有明显的重要性和普遍性，较多的人数规模也有助于进一步提升发审委员遴选模型的估计效力。第三，近年来多家IPO企业的财务造假事件引发了重大社会影响和负面经济后果，而会计师事务所背景的发审委员对于IPO企业的会计信息质量承担着尤为相关的审核责任（陈辉发等，2012），因此本文希望从IPO企业上市后的财务报告质量特征反映发审委员遴选质量的后果。

#### （二）发审委员候选人与入选者的识别

为了构建发审委员遴选模型，我们需要识别出每一届发审委中来自会计师事务所的

---

<sup>①</sup> 除了审核筛选偏误形成的企业上市业绩低下，侥幸通过审核本身还可能助长某些内在质量不高的企业上市后及早套现、不把重心放在提升业绩上。

候选人和最终入选人。2003年《中国证券监督管理委员会股票发行审核委员会暂行办法》正式实施,指出自2003年第六届开始需要公布每一届正式入选的发审委委员名单。相应地,我们从中国证监会网站和Wind数据库取得各届入选发审委员的信息。为了识别未入选发审委的候选人,我们根据每届发审委选举时证监会披露的全部候选人信息进行整理(目前最早可获得信息的年份为2007年)。我们的截止年份为2012年。这是因为2013—2016年的发审委全部由2012年入选的发审委留任,该期间并没有进行实质性遴选;进一步地,由于本研究需要考察被审核企业的上市后表现,而2017年入选的发审委员参与审核过会的企业缺少比较充分的上市后表现数据,因此我们也未再纳入2017年至今的发审委员遴选。在识别出发审委员候选人后,遴选模型还需要考察个人特征信息,为此我们剔除了缺乏个人特征数据的3个观测。

表1列示了2007—2012年间发审委员候选人及其入选情况的年度分布。该期间内的207例候选人观测中,有99例入选观测,平均入选率为47.8%,最低入选率为30%(2007年),最高入选率为63.9%(2010年)。

表1 IPO发审委会计专业背景候选人的遴选比例(2007—2012年)

遴选年份	候选人总数	入选人数	未入选人数	入选率
2007年	30	9	21	30.0%
2008年	22	8	14	36.4%
2009年	39	14	25	35.9%
2010年	36	23	13	63.9%
2011年	41	23	18	56.1%
2012年	39	22	17	56.4%
合计	207	99	108	47.8%

### (三) 发审委员遴选模型的构建

基于此前对监管机构关于发审委员遴选原则和流程的讨论,我们尝试从候选人的专业胜任能力、业内资历地位、执业质量和声誉等方面构建发审委员的遴选模型。具体而言,本文构建如下Logistic模型,以拟合IPO发审委员候选人的最终遴选结果:

$$\begin{aligned}
 ACCEPT = & \alpha_0 + \alpha_1 BIGAUD + \alpha_2 PTNRANK + \alpha_3 CPAEXP \\
 & + \alpha_4 \ln EXPNO + \alpha_5 SANCPCT + \alpha_6 AGE + \alpha_7 EDU + \alpha_8 GENDER \\
 & + \alpha_9 PASTMEMB + \alpha_{10} PASTCAND + YearFE + \varepsilon.
 \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中,被解释变量ACCEPT取1时表示IPO发审委员候选人最终入选,取0时表示候选人未入选。一名候选人是否最终入选,通常取决于其个人和所在机构的特征,为此我们设置如下解释变量:

(1) 候选人所在机构的行业地位。我们设置BIGAUD,取1表示候选人供职于中国注册会计师协会(以下简称中注协)在遴选前最近年度公布的排名前十的会计师事务所,否则为0。候选人所在机构的行业地位越高,候选人的综合人力资本水平可能也越高,因此预期 $\alpha_1 > 0$ 。

(2) 候选人在所供职机构内部的资深程度。我们度量了候选人在遴选前最近年度持有的事务所股份份额在本所内部的排序 (*PTNRANK*)。候选人持有的事务所股份越多, 表明候选人作为合伙人在事务所内的地位职级可能越高, 其综合人力资本水平可能也越高。考虑到不同事务所之间合伙人规模差异, 股份份额的绝对数可能难以在事务所之间反映候选人的所内资深程度, 我们对股份份额先在事务所内部进行排序。我们预期  $\alpha_2 > 0$ 。

(3) 候选人的专业经验。这个维度设置两个变量: 其一, 候选人自取得注册会计师执业许可到遴选前最近年度的从业年限 (*CPAEXP*); 其二, 候选人截至遴选前最近年度作为签字注册会计师负责过的上市公司年审总数 (加1) 取自然对数 (*lnEXPNO*)。候选人的公共会计从业年限越长, 或审计过的上市客户越多, 可能越具备审核IPO的相关专业能力, 预期这两个变量的系数大于零。

(4) 候选人的执业质量。我们度量候选人作为签字注册会计师审计过的上市客户在遴选年度前五年被监管机构处罚的数量占该候选人遴选年度前五年审计过的所有上市客户总和的比例 (*SANCPCT*)。如果遴选过程关注候选人的执业质量, 预期候选人有越多的审计客户曾经遭受处罚, 入选发审委的概率越低, 因此预期  $\alpha_5 < 0$ 。

(5) 人口学特征。控制候选人截至遴选年度末的年龄 (*AGE*)、候选人受教育程度 (*EDU*, 取1时表示候选人为本科及以上学历, 否则为0) 以及候选人性别 (*GENDER*, 取1时表示候选人为女性, 否则取0)。

(6) 控制候选人此前的相关公共服务经历, 并设置两个变量: 其一, *PASTMEMB* 取1时表示候选人曾担任过发审委员, 否则取0; 其二, *PASTCAND* 取1时表示候选人曾被推荐为候选人但未入选, 否则取0。

(7) 纳入各遴选年度的固定效应, 以控制各次遴选的潜在系统性差异。

考虑到监管机构是在每一届候选人范围内进行评估、比较和遴选, 而不可能基于所有遴选年度内的候选人信息进行遴选, 我们对所有连续变量在每一遴选年度候选人范围内进行排序, 以增强跨越不同遴选年度之间的信息可比性。排序转换处理不改变取值方向, 即原始连续变量值越大, 排序后变量值也越大。<sup>①</sup>

#### (四) 描述性统计

表2列示了遴选模型主要变量的描述性统计。组A显示, 全样本中来自排名前十会计师事务所的候选人占23.7%, 候选人在所供职机构持股排序的均值为39.5%, 平均审计从业年限约14年; *lnEXPNO* 均值为2.552, 意味着候选人作为签字注册会计师负责过的上市公司年审总数平均为11.8个; 审计客户近五年被处罚的比例平均为11.6%; 候选人平均年龄为42.5岁, 85.5%的候选人具有本科及以上学历, 女性候选人占22.7%。此外, 22.7%的候选人曾担任过往届发审委员, 11.6%的候选人曾被推荐为往届发审委的候选人 (但未入选)。组A还显示出, 即使对于同一类专业背景的候选人, 被推荐的候选人在人力资本特征方面也存在明显的变异度, 这意味着本文假设发展过程中所提反向观点的第一项暗含假设“推荐环节产生的候选人之间不存在明显的人力资本

① 如果采用连续变量原值进行估计, 结论不变。

差异”并不成立。

组 B 列示并对比了入选者与未入选者在遴选模型主要变量上的特征。最终入选的候选人与未入选的候选人相比,更可能来自大型会计师事务所,在供职机构的持股排序更高(即更资深),公共会计从业经验更丰富,近五年客户被处罚比例更低,也更可能曾经入选过发审委。此外,入选的候选人在负责的上市公司年审总数上不如未入选的候选人;入选者与未入选者在年龄、受教育程度和性别方面不存在显著差异。整体而言,入选的候选人在综合人力资本水平上高于未入选的候选人,初步表明发审委员的遴选符合监管机构的总体遴选原则。

另外,组 B 显示,即使都是入选者,人力资本特征方面仍存在明显的变异度,这意味着本文假设发展过程中所提反向观点的第二项暗含假设“遴选环节产生的入选者之间不存在明显的人力资本差异”并不成立。

表 2 IPO 发审委员遴选模型变量的描述性统计

组 A: 全样本 (N=207)	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
BIGAUD	0.237	0.426	0.000	0.000	1.000
PTNRANK	0.395	0.353	0.000	0.375	1.000
Rank (PTNRANK)	0.487	0.323	0.024	0.513	1.000
CPAEXP	14.042	2.714	4.814	14.093	20.871
Rank (CPAEXP)	0.508	0.286	0.024	0.512	1.000
lnEXPNO	2.552	1.438	0.000	2.996	4.844
Rank (lnEXPNO)	0.485	0.320	0.024	0.513	1.000
SANCPCT	0.116	0.141	0.000	0.083	1.000
Rank (SANCPCT)	0.421	0.366	0.024	0.487	1.000
AGE	42.524	4.034	34.499	42.392	60.975
Rank (AGE)	0.509	0.286	0.024	0.512	1.000
EDU	0.855	0.353	0.000	1.000	1.000
GENDER	0.227	0.420	0.000	0.000	1.000
PASTMEMB	0.227	0.420	0.000	0.000	1.000
PASTCAND	0.116	0.321	0.000	0.000	1.000

组 B: 入选者 vs. 未入选者	入选者 (N=99)				未入选者 (N=108)	均值差异检验
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	t 统计量
BIGAUD	0.293	0.457	0.000	1.000	0.185	1.82*
PTNRANK	0.451	0.349	0.000	1.000	0.344	2.19**
Rank (PTNRANK)	0.554	0.290	0.024	1.000	0.427	2.90***
CPAEXP	14.468	2.524	7.192	19.838	13.652	2.19**
Rank (CPAEXP)	0.536	0.288	0.024	1.000	0.483	1.34

(续表)

组 B: 入选者 vs. 未入选者	入选者 (N=99)				未入选者 (N=108)	均值差异检验
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	t 统计量
lnEXPNO	2.092	1.706	0.000	4.844	2.973	-4.51***
Rank (lnEXPNO)	0.417	0.352	0.024	1.000	0.548	-2.98***
SANCPCT	0.089	0.123	0.000	0.455	0.142	-2.79***
Rank (SANCPCT)	0.340	0.369	0.024	1.000	0.495	-3.11***
AGE	42.508	3.303	35.805	49.619	42.539	-0.06
Rank (AGE)	0.512	0.275	0.024	1.000	0.507	0.11
EDU	0.859	0.350	0.000	1.000	0.852	0.14
GENDER	0.232	0.424	0.000	1.000	0.222	0.17
PASTMEMB	0.394	0.491	0.000	1.000	0.074	5.77***
PASTCAND	0.121	0.328	0.000	1.000	0.111	0.23

注:\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平(双尾)。

#### (五) 发审委员遴选模型的回归结果

表3列示了IPO发审委员遴选模型的Logistic估计结果。估计模型时已对标准误进行了异方差调整。遴选模型的ROC面积为0.771,表明模型的拟合程度较好。结果显示,BIGAUD的系数显著为正( $z$ 统计量=2.55),意味着候选人如果来自大型会计师事务所,更可能入选;Rank(PITNRANK)的系数显著为正( $z$ 统计量=3.08),表明候选人在供职机构的资历越深,越可能入选。PASTMEMB的系数显著为正( $z$ 统计量=2.70),说明往届的发审委员经历有助于候选人再次入选。在多元分析中,我们未发现候选人的执业经验、执业质量、年龄、受教育程度、性别、往届的候选人经历等因素对入选概率的显著影响。

表3 IPO发审委员遴选模型的Logistic回归结果

因变量: ACCEPT	预期符号	系数	z 统计量
BIGAUD	+	1.067	2.55**
Rank (PTNRANK)	+	1.793	3.08***
Rank (CPAEXP)	+	0.590	0.91
Rank (lnEXPNO)	+	-0.715	-0.92
Rank (SANCPCT)	-	-0.221	-0.41
Rank (AGE)	?	-0.483	-0.80
EDU	?	-0.157	-0.31
GENDER	?	0.003	0.01
PASTMEMB	?	1.733	2.70***



(续表)

因变量: <i>ACCEPT</i>	预期符号	系数	<i>z</i> 统计量
<i>PASTCAND</i>	?	0.741	1.48
遴选年度固定效应			是
<i>N</i>			207
<i>N</i> ( <i>ACCEPT</i> =1)			99
Model Chi <sup>2</sup>			44.76***
Pseudo R <sup>2</sup>			0.189
ROC 面积			0.771

注:\*\*\*和\*\*分别代表1%和5%的显著性水平(双尾)。

#### (六) 基于遴选模型估计的发审委员异常入选概率

表4组A列示了基于模型(1)估计的候选人入选概率的描述性统计。结果显示,入选者的预期入选概率均值(中位数)为60.1%(57.9%),而未入选者的预期入选概率均值(中位数)仅为36.6%(34.5%)。入选者的预期入选概率显著高于未入选者的预期入选概率,这意味着本文构建的模型(1)以及在此基础上形成的预期入选概率具有合理性,从而可以较好地用于估计发审委员的异常入选概率。

表4 基于发审委员遴选模型估计的预期/异常入选概率

组 A: 候选人的预期入选概率	入选者 (N=99)		未入选者 (N=108)		差异检验					
	均值 (中位数)		均值 (中位数)		<i>t</i> 统计量 ( <i>z</i> 统计量)					
预期入选概率	0.601 (0.579)		0.366 (0.345)		7.79*** (6.74***)					
组 B: 入选者的										
异常入选概率	样本数	均值	标准差	最小值	p5	p25	p50	p75	p95	最大值
<i>ABNACCEPT</i>	99	0.399	0.250	0.020	0.050	0.136	0.421	0.604	0.790	0.924

注:\*\*\*代表1%的显著性水平(双尾)。

具体而言,我们对每一位最终入选者估计其异常入选概率 *ABNACCEPT* (=实际入选结果-预期入选概率)。对于入选者,实际入选结果为常量1,因此 *ABNACCEPT* 越接近于0,意味着该入选者按照监管机构的历史遴选决策模型越应当入选,而现实中也确实入选,即监管者遴选了符合其常规遴选逻辑的发审委员;反之,如果 *ABNACCEPT* 越接近于1,意味着某发审委员在理论上越不应入选、但现实中却入选,即监管者遴选了不符合其常规遴选逻辑的发审委员。表4组B显示,在99名入选发审委的成员中,异常入选概率均值(中位数)为39.9%(42.1%),且存在着明显的变异度,最小值为2.0%,最大值高达92.4%,而下(上)四分位数为13.6%(60.4%)。这些描述性统计表明,确实有一批发审委员的入选较明显地背离了监管机构的历史遴选决策模型(即监管机构常规使用的遴选逻辑)。

## 四、IPO发审委员的异常入选概率与所审核企业的上市后表现

### (一) 研究设计

为了检验发审委员遴选质量与所审核企业上市后表现之间的关系，一个基本的思路是将每位发审委员的遴选特征与其参与审核的企业表现之间进行关联，即个体审核的视角。另外，IPO审核的一个特征是集体决策，即每一家企业的审核都同时由多名发审委员参与，因此我们还进一步从集体审核的视角展开分析。

#### 1. 发审委员审核的个体视角

为了检验本文假设，我们首先从公司-发审委员个体的维度设计如下模型：

$$\Delta GROWTH/EM/FRAUD = \beta_0 + \beta_1 ABNACCEPT + CONTROLS + \xi. \quad (2)$$

关于模型(2)的被解释变量，我们采用三个维度反映发审委员所审核企业的上市后表现：

其一，IPO后的业绩变脸程度( $\Delta GROWTH$ )。参考逯东等(2015)， $\Delta GROWTH_{[-2,+2]}$ 表示净利润增长率上市前后两年的变化(=上市后两年的净利润增长率平均值-上市前两年的净利润增长率平均值)。<sup>①</sup>

其二，IPO后的盈余管理程度( $EM$ )。我们基于Jones(1991)模型度量了上市后的可操控应计额(取绝对值)，并计算上市后两年的盈余管理程度平均值 $EM_{POST2Y}$ 。<sup>②</sup>

其三，IPO后是否被发现存在舞弊行为( $FRAUD$ )。如果通过事后的监管处罚公告识别出被审核企业在上市后两年内有舞弊行为， $FRAUD_{POST2Y}$ 取1，否则取0。<sup>③</sup>

模型(2)的实验变量为发审委员的异常入选概率(基于模型(1)估计的 $ABNACCEPT$ )。控制变量包括被审核企业在审核通过时的如下基本特征：

- (1) 企业规模( $SIZE$ ，=上市前三年平均总资产取自然对数)。
- (2) 财务杠杆( $LEV$ ，=上市前三年平均的资产负债率)。
- (3) 盈利能力( $ROA$ ，=上市前三年平均的总资产净利率)。
- (4) 产权性质( $SOE$ ，取1时表示国有控股企业，否则取0)。
- (5) 第一大股东持股比例( $TOPSH$ )。

(6) 参与审核同一家企业的会计师事务所背景委员人数越多，与会计专业相关的人力资本可能更强，从而提升审核表现。为此控制了审核同一家企业时的会计师事务所背景发审委员人数( $SCM$ ，取1时表示会计师事务所背景发审委员人数大于等于中位数(3人)，否则取0)。

(7) 企业上市年度的固定效应。

(8) 企业所处行业的固定效应。

<sup>①</sup> 由于招股说明书只披露上市前三年的数据，因此对于上市前的净利润增长率只能计算出两年的数据。我们还度量了 $\Delta GROWTH_{[-2,+1]}$ 和 $\Delta GROWTH_{[-2,+3]}$ ，结论不变。此外，如果使用营业收入增长率度量业绩变量幅度，结论不变。

<sup>②</sup> 我们还度量了上市后一年的盈余管理程度 $EM_{POST1Y}$ 以及上市后三年的盈余管理程度平均值 $EM_{POST3Y}$ ，结论不变。

<sup>③</sup> 上市公司违规数据截至2019年年末，以便对样本观测的舞弊识别提供相对充裕的事后观察时窗。我们还考察了上市后一年内或三年内是否有舞弊行为(设置 $FRAUD_{POST1Y}$ 或 $FRAUD_{POST3Y}$ )，结论不变。

(9) 每一位发审委员都会参与多家企业的 IPO 审核, 因此控制发审委员的个人固定效应。

由于金融业企业的财务报表结构与性质较为特殊, 我们的分析剔除了金融行业观测。

## 2. 发审委员的集体审核视角

为了检验集体审核决策过程中发审委员个体遴选质量的潜在影响, 我们进一步设计了如下模型:

$$\Delta GROWTH/EM/FRAUD = \beta_0 + \beta_1 ABNACCEPT_{MAX} + CONTROLS + \xi, \quad (3)$$

$$\Delta GROWTH/EM/FRAUD = \beta_0 + \beta_1 ABNACCEPT_{MIN} + CONTROLS + \xi, \quad (4)$$

$$\Delta GROWTH/EM/FRAUD = \beta_0 + \beta_1 ABNACCEPT_{AVRG} + CONTROLS + \xi, \quad (5)$$

其中,  $ABNACCEPT_{MAX}/MIN/AVRG$  表示在某一次 IPO 审核中, 所有会计师事务所背景的发审委员在异常入选概率上的最大值(最小值、平均值)。在多位发审委员参与审核的情况下, 这样的研究设计可以检验出发审委员个体的遴选质量在多大程度上会影响到集体决策。

首先, 在一组发审委员共同审核某企业时, 如果该组委员中最不合格委员的意见偏差能被同组的其他优秀发审委员有效遏制, 那么  $ABNACCEPT_{MAX}$  与审核企业的上市后表现之间不应该存在系统性关联。但如果发现  $ABNACCEPT_{MAX}$  与因变量具有显著关联, 意味着即使在集体决策中, 审核质量仍会受到最不合格的那名发审委员的干扰。因此设置  $ABNACCEPT_{MAX}$  可以检验集体决策是否会受到委员个体“拖后腿”的影响。

其次,  $ABNACCEPT_{MIN}$  表示审核某企业的一组发审委员中最应该入选的那名发审委员的水平。如果发现该变量与审核企业的上市后表现也具有显著关联, 意味着即使是异常入选概率最低的那名委员, 其遴选质量如果更高, 也会相应伴随着审核企业在上市后的更优表现。因此设置  $ABNACCEPT_{MIN}$  可以检验集体决策是否会受到委员个体“领头羊”的影响。

最后, 通过设置  $ABNACCEPT_{AVRG}$ , 可检验参与某次 IPO 审核的发审委员的平均遴选质量是否与审核企业的上市后表现有关。如果两者呈现显著关联, 意味着提升每一位发审委员的遴选质量都将降低  $ABNACCEPT_{AVRG}$ , 并对提升企业上市后表现具有积极意义。

在发审委员审核的集体决策视角下, 模型(3)至模型(5)的最小分析单元不再是被审核企业-发审委员, 而是每一家被审核企业。相应地, 与模型(2)的控制变量相比, 模型(3)至模型(5)不再控制发审委员个体固定效应。

## (二) 描述性统计

表5列示了模型(2)至模型(5)主要变量的描述性统计。模型(2)的分析样本包含了被审核企业-发审委员层面的2666个观测, 涉及通过审核的819家公司和56名会计师事务所背景的发审委员; 模型(3)至模型(5)的分析样本为819家通过审核的公司观测。<sup>①</sup>

<sup>①</sup> 受琼斯模型估计(分行业分年度估计时要求至少20个观测)影响, 因变量为盈余管理程度时样本观测数略有减少。

表5 模型(2)至模型(5)主要变量的描述性统计

	模型(2)			模型(3)至模型(5)		
	被审核企业-发审委员层面			被审核企业层面		
	观测数	均值	中位数	观测数	均值	中位数
$\Delta GROWTH_{[-2,+2]}$	2 666	-0.742	-0.404	819	-0.708	-0.384
$EM_{POST2Y}$	2 632	0.056	0.043	786	0.056	0.043
$FRAUD_{POST2Y}$	2 666	0.255	0.000	819	0.263	0.000
$ABNACCEPT$	2 666	0.433	0.450	—	—	—
$ABNACCEPT_{MAX}$	—	—	—	819	0.609	0.694
$ABNACCEPT_{MIN}$	—	—	—	819	0.317	0.338
$ABNACCEPT_{AVRG}$	—	—	—	819	0.454	0.493
$SIZE$	2 666	19.860	19.680	819	19.940	19.740
$LEV$	2 666	0.490	0.504	819	0.500	0.513
$ROA$	2 666	0.142	0.129	819	0.138	0.124
$SOE$	2 666	0.120	0.000	819	0.133	0.000
$TOPSH$	2 666	38.480	37.330	819	39.120	37.650
$SCM$	2 666	0.948	1.000	819	0.913	3.000

从被审核企业的上市后表现来看,至少半数的企业上市后两年内发生了业绩下滑,企业上市后两年内的平均盈余管理程度为5%左右,25.5%的企业上市后两年内有舞弊行为。

发审委员的异常入选概率均值(中位数)为43.3%(45.0%)。在被审核企业层面,91.3%的过会企业至少有3名会计师事务所背景的发审委员参与同一家企业的审核。同一组发审委员中的最大异常入选概率均值(中位数)为60.9%(69.4%),最小异常入选概率均值(中位数)为31.7%(33.8%),每组委员的平均异常入选概率均值(中位数)为45.4%(49.3%)。未列报的相关系数矩阵显示, $ABNACCEPT_{MAX}$ 、 $ABNACCEPT_{MIN}$ 、 $ABNACCEPT_{AVRG}$ 两两之间均高度相关(最小相关系数为0.751,最大相关系数为0.927)。

从被审核企业的上市前基本特征来看,上市前三年平均资产规模均值为4.2亿元,上市前三年平均资产负债率均值为50%,上市前三年平均总资产净利率均值为13.8%,国有控股企业占比为13.3%,第一大股东持股比例均值为39.12%。

### (三) 基于发审委员个体视角的审核表现：模型(2)的回归结果

表6列示了模型(2)的回归结果。第(1)列显示,当因变量为 $\Delta GROWTH_{[-2,+2]}$ 时,实验变量 $ABNACCEPT$ 的系数显著小于零( $t$ 统计量=-3.58),表明发审委员的异常入选概率越高,该委员参与审核并通过的企业在上市后两年内的业绩恶化程度越大。第(2)列显示,当因变量为 $EM_{POST2Y}$ 时,实验变量 $ABNACCEPT$ 的系数显著大于零( $t$ 统计量=3.53),表明发审委员的异常入选概率越高,该委员参与审核并通过的

企业在上市后两年内的盈余管理程度越大。第(3)列显示,当因变量为  $FRAUD_{POST2Y}$  时,实验变量  $ABNACCEPT$  的系数显著大于零 ( $t$  统计量=2.59),表明发审委员的异常入选概率越高,该委员参与审核并通过的企业在上市后两年内发生舞弊的概率越大。这些发现均支持假设 1。<sup>①</sup>

表6 模型(2)的回归结果

因变量:	$\Delta GROWTH_{[-2,+2]}$	$EM_{POST2Y}$	$FRAUD_{POST2Y}$
	(1)	(2)	(3)
$ABNACCEPT$	-0.847 (-3.58)***	0.026 (3.53)***	1.140 (2.59)***
$SIZE$	-0.051 (-1.33)	-0.007 (-7.72)***	-0.175 (-2.44)**
$LEV$	-2.029 (-6.85)***	0.063 (8.47)***	1.064 (2.27)**
$ROA$	-1.516 (-2.98)***	-0.035 (-2.44)**	-0.581 (-0.63)
$SOE$	0.126 (1.09)	-0.007 (-2.53)**	-0.255 (-1.38)
$TOPSH$	-0.000 (-0.10)	-0.000 (-0.50)	-0.009 (-2.75)***
$SCM$	-0.059 (-0.37)	0.001 (0.31)	-0.232 (-0.82)
上市年度固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
发审委员个体固定效应	控制	控制	控制
样本观测数	2 666	2 632	2 627
Adj. /Pseudo $R^2$	0.081	0.116	0.071

注:\*\*\*和\*\*分别代表1%和5%的显著性水平(双尾)。

从经济意义上看,异常入选概率每增加1个标准差,上市后两年的平均净利润增长率下降0.213 ( $=-0.847 \times 0.252$ ),上市后两年的盈余管理程度增加0.007 ( $=0.026 \times 0.252$ )。异常入选概率每提高10%,上市后两年的舞弊概率增加11.48% ( $=e^{0.1 \times 1.140} - 1$ )。这些结果意味着发审委员的遴选质量对审核企业上市后表现不仅具有统计意义上的显著影响,也具有经济意义上的重要影响。

<sup>①</sup> 表6第(3)列的观测数略有减少,是因为个别行业在因变量  $FRAUD_{POST2Y}$  上缺乏变异(均为零)而导致对应行业观测均被自动剔除。此外,如果使用盈余管理的原始值、区分盈余管理的正负方向,或使用修正琼斯模型、业绩调整的盈余管理模型估计盈余管理幅度,不改变本文结论。

#### (四) 集体审核视角下的发审委员个体影响：模型(3)至模型(5)的回归结果

表7列示了模型(3)至模型(5)的回归结果。当因变量为 $\Delta GROWTH_{[-2,+2]}$ 时， $ABNACCEPT_{MAX}$ 的系数显著小于零，表明在集体审核中，业绩变脸表现仍会受到最不合格的那名发审委员的干扰。

当因变量为 $EM_{POST2Y}$ 和 $FRAUD_{POST2Y}$ 时， $ABNACCEPT_{MIN}$ 的系数分别在5%和10%水平上显著大于零，表明即使是异常入选概率最低的那名委员，其遴选质量如果更高，也会伴随着审核企业在上市后较低的盈余管理程度以及较低的舞弊发生概率。

当因变量为 $EM_{POST2Y}$ 和 $FRAUD_{POST2Y}$ 时， $ABNACCEPT_{AVRG}$ 的系数均在10%水平上显著大于零，表明参与某次IPO审核的发审委员的平均遴选质量与审核企业的上市后舞弊概率有显著关联。

综上，表7的证据表明，IPO企业的集体审核绩效可能受到同组委员中遴选质量最低的那名发审委员的“拖后腿”干扰，也会受到同组委员中遴选质量最高的那名发审委员的“领头羊”水平的限制，还会受到同组委员平均遴选质量的影响。

表7 模型(3)至模型(5)的回归结果

因变量：	$\Delta GROWTH_{[-2,+2]}$			$EM_{POST2Y}$			$FRAUD_{POST2Y}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$ABNACCEPT_{MAX}$	-0.573			0.009			0.455		
	(-2.22)**			(0.93)			(0.91)		
$ABNACCEPT_{MIN}$		0.413			0.028			1.352	
		(1.15)			(2.15)**			(1.96)*	
$ABNACCEPT_{AVRG}$			-0.401			0.020			1.139
			(-1.20)			(1.70)*			(1.81)*
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
上市年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测数	819	819	819	786	786	786	785	785	785
Adj. R <sup>2</sup>	0.028	0.024	0.024	0.086	0.091	0.089	0.045	0.049	0.048

注：\*\*和\*分别代表5%和10%的显著性水平(双尾)。

## 五、进一步讨论与分析

### (一) 反向因果的替代性解释

本文发现的另一个可能解释是，基本面质量较为低下的IPO申请企业更可能在发行审核前就被系统性地安排给异常入选概率较高的发审委员，从而导致我们观察到异常入选概率较高的发审委员所审核的IPO公司在上市后表现更差。

一方面，基于我们此前对制度背景的分析，在IPO发行审核过程中由发审委员自主

选择待审核企业的空间较为有限；另一方面，我们设计如下模型检验可能存在的反向因果解释：

$$ABNACCEPT = f(\text{IPO 申请公司的基本面质量/风险特征, 控制变量}), \quad (6)$$

其中，*ABNACCEPT* 表示发审委员的异常入选概率<sup>①</sup>。模型(6)的分析层面是 IPO 申请公司-参与审核的发审委员层面，分析范围则是样本期内所有申请 IPO 的企业。如果在质量较差或风险较高的申请企业被系统性地分配给了更不该入选的发审委员，我们预期 IPO 申请企业的某些内在质量或风险特征更可能与 *ABNACCEPT* 表现出显著的关联度。关于 IPO 申请公司的基本面质量或风险特征，我们依据中国证监会发行审核过程中发布的否决决定，以及以往文献（如 Aharony et al., 2000；Fan et al., 2007；Yang, 2013），纳入一系列可能显著影响 IPO 审核通过结果的变量，包括上市前盈余管理程度 (*EM<sub>PRE2Y</sub>*)、上市前盈利能力 (*ROA*)、上市前财务杠杆 (*LEV*)、上市前产权性质 (*SOE*)，以及上市前的第一大股东持股比例 (*TOPSH*)。模型(6)还控制了 IPO 申请公司的上市前规模 (*SIZE*)、所处行业、上市年度、发审委员届次固定效应、发审委员来源的会计师事务所固定效应等因素。

表8的回归结果显示，在控制了公司规模和各类固定效应后，我们并未发现 IPO 申请公司的上市前盈余管理程度、盈利能力、财务杠杆、产权性质以及第一大股东持股比例等基本质量或风险特征与发审委员的异常入选概率呈现出显著关联。这意味着并没有明显证据表明 IPO 申请企业与发审委员的匹配安排方面存在着系统性的偏向，从而可以合理缓解反向因果的替代性解释。

表8 发审委员与 IPO 申请公司的匹配安排特征检验

因变量： <i>ABNACCEPT</i>	系数	<i>t</i> 统计量
<i>EM<sub>PRE2Y</sub></i>	-0.455	-0.12
<i>ROA</i>	2.581	0.53
<i>LEV</i>	2.638	1.22
<i>SOE</i>	-0.153	-0.23
<i>TOPSH</i>	-0.022	-1.33
<i>SIZE</i>	-0.024	-0.08
行业固定效应		控制
审核年度固定效应		控制
发审委届次固定效应		控制
发审委所在会计师事务所固定效应		控制
样本观测数		3 772
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>		0.793

## (二) 安慰剂测试

为了进一步强化本文主要证据的因果推断效力，我们还进行了安慰剂检验。具体而

<sup>①</sup> 我们将其乘以 100，以使得模型(6)的系数更直观。

言，我们将模型 (2) 主要解释变量发审委异常入选概率 (*ABNACCEPT*) 随机赋值给任意发审委员，然后重新回归模型 (2)；该过程重复 1 000 次后，虚拟随机回归的系数分布如图 1 所示。

在图 1 (a) 中，竖线所示位置的真值 (表 6 第 (1) 列的系数， $-0.847$ ) 远位于随机回归产生的分布左端。类似地，图 1 (b) 和图 1 (c) 中竖线所示位置的真值 (表 6 第 (2)—(3) 列的系数，即  $0.026$  和  $1.140$ ) 均远位于随机回归产生的分布右端。图 1 表明，我们基于发审委员遴选模型度量的每位发审委员异常入选概率具有针对性，据此得到的分析结果不太可能是随机或巧合形成。

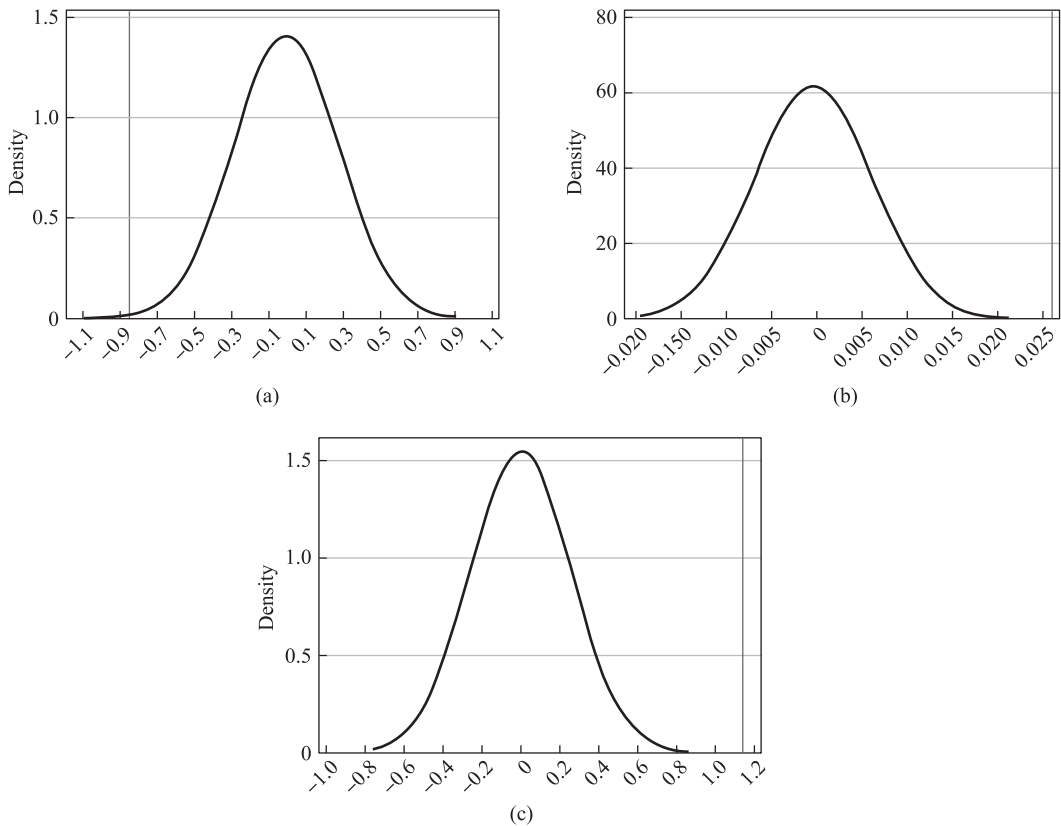


图 1 安慰剂测试的系数分布与真值对比

## 六、结 论

基于来自会计师事务所的发审委员的历史遴选数据，本文考察了发审委员的遴选质量是否会影响 IPO 审核表现。从理论上讲，如果推荐人选的质量都比较高，或在遴选环节能够把人力资本较高的专家充分识别和遴选，或在审核每家企业的集体决策过程中能够充分限制人力资本较低的发审委员的意见干扰，则发审委员的个体差异本不应该影响到 IPO 审核表现。而本文的研究发现，推荐人选的人力资本水平存在明显差异，遴选环节形成的最终入选者在人力资本水平上也存在明显差异，且发审委员的异常入选概率越高，其参与审核企业的上市后表现越差，表现为业绩变脸的幅度越大，上市后盈余管理



幅度越大,上市后发生舞弊的概率也越大。基于集体审核视角的分析表明,参与同一家企业审核的同组发审委员中,不论是遴选质量最低的委员,还是遴选质量最高的委员,抑或是所有委员的平均遴选质量,都与所审核企业的上市后表现存在显著关联。

整体而言,本文的经验证据表明,发审委员的遴选质量会影响IPO审核表现。本研究对监管机构进一步优化遴选环节的发审委员质量把控具有参考价值。此外,也意味着有必要进一步优化遴选前端的推荐环节(特别是尽量提升推荐人选的人力资本水平,降低差异度),以及遴选后端的集体审核决策环节(尽量降低个体委员对集体决策的影响力)。

## 参考文献

- [1] Aharony, J., C.-W. J. Lee, and T. J. Wong, "Financial Packaging of IPO Firms in China", *Journal of Accounting Research*, 2000, 38 (1), 103-126.
- [2] 陈辉发、蒋义宏、王芳,“发审委身份公开、会计师事务所声誉与IPO公司盈余质量”,《审计研究》,2012年第1期,第60—68页。
- [3] 陈运森、宋顺林,“美名胜过大财:承销商声誉受损冲击的经济后果”,《经济学》(季刊),2018年第1期,第431—448页。
- [4] 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”,《会计研究》,2014年第2期,第12—19页。
- [5] 杜兴强、赖少娟、杜颖洁,“发审委联系、潜规则与IPO市场的资源配置效率”,《金融研究》,2013年第3期,第143—156页。
- [6] Fan, J. P. H., T. J. Wong, and T. Zhang, "Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms", *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (2), 330-357.
- [7] 郭丽虹、刘凤君,“发审委关联、业绩粉饰与IPO审核决策”,《改革》,2020年第2期,第102—115页。
- [8] 胡旭阳,“审核参与、知识溢出与IPO审计市场份额”,《审计研究》,2015年第2期,第89—96页。
- [9] 黄亮华、汤晓燕,“发审委员隐性问责机制研究:兼论对IPO注册制的启示”,《财经研究》,2016年第3期,第69—82页。
- [10] 黄亮华、谢德仁,“核准制下IPO市场寻租研究——基于发审委员和承销商灰色关联视角”,《中国工业经济》,2016年第3期,第20—35页。
- [11] Jones, J., "Earnings Management During Import Relief Investigations", *Journal of Accounting Research*, 1991, 29, 193-228.
- [12] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, "The Economic Consequences of Legal Origins", *Journal of Economic Literature*, 2008, 46 (2), 285-332.
- [13] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, "Investor Protection and Corporate Governance", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58, 3-27.
- [14] 李敏才、刘峰,“社会资本、产权性质与上市资格——来自中小板IPO的实证证据”,《管理世界》,2012年第11期,第132—144页。
- [15] 逯东、万丽梅、杨丹,“创业板公司上市后为何业绩变脸”,《经济研究》,2015年第2期,第110—123页。
- [16] 马光远,“造假帮凶胡小黑焉何候选发审委委员”, <https://www.douban.com/group/topic/29384973/>, 2012年。
- [17] 时晋、曾斌,“发审委制度的困境与反思”,《证券市场导报》,2012年第6期,第9页。
- [18] 王兵、辛清泉,“寻租动机与审计市场需求:基于民营IPO公司的证据”,《审计研究》,2009年第3期,第74—80页。
- [19] 许年行、江轩宇、伊志宏、袁清波,“政治关联影响投资者法律保护的执法效率吗?”,《经济学》(季刊),2013

年第 2 期，第 373—406 页。

- [20] Yang, Z., “Do Political Connections Add Value to Audit Firms? Evidence from IPO Audits in China”, *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30 (3), 891-921.
- [21] 张学勇、廖理，“风险投资背景与公司 IPO：市场表现与内在机理”，《经济研究》，2011 年第 6 期，第 118—132 页。

## The Selection Quality of IPO Screening Committee Members and Post-IPO Performance

WU Xi ZHENG Dengjin\*

(Central University of Finance and Economics)

KONG Dongmin

(Huazhong University of Science and Technology)

**Abstract:** Based on the manually collected data of IPO screening committee (SC) members who came from accounting firms, we firstly construct the SC member selection model, and then investigate the IPO screening performance of the SC members with a higher abnormal selection rate estimated by the selection model. We find that the higher abnormal selection rate is significantly and negatively associated with a listed firm's post-IPO performance, e. g., higher level of deterioration of financial performance, higher level of earnings management, and higher probability of financial fraud incidence. Our evidence demonstrates the importance of maintaining a high selection criteria of IPO SC members, and shows the value of using data analytics in strengthening the construction of capital market institutions.

**Keywords:** IPO screening committee; selection quality; post-IPO performance

**JEL Classification:** G14, G30, D21

---

\* Corresponding Author: Zheng Dengjin, School of Accounting, Central University of Finance and Economics, No. 39 Xueyuan South Road, Haidian District, Beijing 100081, China; Tel: 86-10-62288614; E-mail: zhengdengjincufe@126.com.