

# 增加持续督导可以提升IPO公司信息 信息披露质量吗？

——来自断点回归的经验证据

刘 霞 郭艳艳

**摘要：**信息披露质量对资本市场能否健康平稳运行至关重要。文章利用持续督导期限安排的自然实验，采用断点回归方法研究了保荐人持续督导时长与IPO公司上市后信息披露质量之间的关系。研究结果表明与控制组IPO公司相比，多接受约一年持续督导的处理组IPO公司上市后信息披露质量评级更高，应计盈余管理程度更低。上述研究为持续督导制度在提升IPO公司信息披露质量方面的有效性提供了经验证据，并且通过断点回归方法避免了内生性问题的困扰。文章结论为持续督导制度建设提供了有益启示，为注册制改革中放松政府管制，重视信息披露与证券服务中介作用的合理性提供了证据。

**关键词：**保荐制；持续督导；信息披露质量；断点回归

**JEL 分类号：**G14；G18；G24

## 一、引言

当前，我国资本市场改革逐步深化，监管层秉持着“建制度、不干预、零容忍”的九字方针稳步推进新股发行注册制改革。注册制以信息披露为核心，强调资本市场中介的责任担当。监管方对保荐人（保荐机构和保荐代表人）寄予厚望，希望其承担起“保”与“荐”的双重职责，不仅要负责推荐发行人上市，而且要对其信息披露等方面的合规性进行保障。而且保荐人职责不仅局限于IPO公司上市之前的阶段，上市后还要通过持续督导的方式继续为发行人保驾护航。由此可见，保荐人是十分重要的证券服务中介，不仅是IPO公司的“引路人”，也是我国资本市场的“看门人”。然而，在利益驱使下，保荐人可能只关心将发行人送上市进而赚取高额保荐承销费用，而不关心发行人是否“带病上市”。事实上，保荐制自推出以来，舆论中就不乏“业绩变脸”“只荐不保”等负面评价，直指保荐人工作流于形式，并未真正履行好自己的职责。

保荐制下“保”与“荐”相辅相成，理论上“保”是“荐”的前提，“保”的核心是保障发行人信息披露真实性。信息披露是资本市场证券资产准确定价、资源有效配置的基础。优质信息披露可以修正资本市场估值偏误（徐寿福和徐龙炳，2015），提升股票定价效率（张延良等，2022），降低权益融资成本（黄娟娟和肖珉，2006；曾颖和陆正飞，2006）与股价崩盘风险（肖土盛等，2017；刘会芹和施先旺，2022），促进资本市场健康发展。虽然，也有研究考察保荐制对发行人信息披露质量的影响，但为数不多的相关研究主要集

**作者简介** 刘 霞（通讯作者）：南京审计大学中审学院，管理学博士，讲师，研究方向：IPO及其他资本市场财务与会计问题；  
郭艳艳：三一重能股份有限公司财务部，管理学硕士，研究方向：资本市场财务与会计问题。

中于考察上市前阶段,且未能得出一致结论。蔡庆丰和刘锦(2014)研究发现保荐代表人勤勉尽责有助于抑制 IPO 公司上市前的盈余管理程度,从而改善公司会计信息质量。但是王克敏和廉鹏(2010)则指出保荐制只是改变公司会计政策选择的时机策略,并未切实改善公司盈余质量。

保荐人在公司上市前后扮演的角色存在很大差异,上市之前主要通过尽职调查与上市辅导的手段使发行人步入正轨,而上市之后保荐人的作用则转变为持续督导。理论上保荐人在 IPO 公司上市前后的作用都是十分重要的研究议题,但是保荐人持续督导阶段的作用长期以来未能得到应有重视,且相关研究主要从保荐代表人变更视角切入。付娟和任颢(2012)研究发现持续督导期内保荐代表人变更降低了上市公司信息披露质量。蔡庆丰和刘锦(2014)研究发现持续督导期内保荐代表人变更存在负面市场反应。然而,上述研究中我们很难确定保荐代表人变更降低了上市公司信息披露质量,还是上市公司信息披露质量降低导致了保荐代表人变更。我们也很难确定是保荐代表人变更导致了更差的市场表现还是变更事项本身传递了负面信号。因此,此类研究受到了较为严重的内生性问题困扰。尽管,高惠等(2015)从声誉视角探讨了保荐人持续督导对公司信息披露的影响,发现保荐人声誉作用较为有限。此研究依然受到了内生性问题的制约,我们无法确定到底是保荐人声誉影响公司信息披露质量,还是不同信息披露质量的公司选择了不同声誉保荐人。

自然实验是克服内生性问题的利器,却可遇不可求,值得庆幸的是我国保荐制中持续督导期限制度安排为我们提供了自然实验情景。我国公开发行股票并在主板、中小板(创业板)上市的,保荐人持续督导期间为公司上市当年剩余时间及其后两个(三个)完整会计年度。这一制度安排使得1月1日前后上市的公司上市日期相差无几的情况下,1月1日后上市的公司持续督导期限比1月1日前上市的公司持续督导期限多将近1年。1月1日前后上市的发行人持续督导期限出现断点,这为我们提供了自然实验机会,我们可以利用断点回归这一强大的因果效应检验工具绕开内生性问题陷阱。

本文利用1月1日附近上市的IPO公司形成的持续督导期限断点,考察了断点两侧样本信息披露质量差异。研究发现,断点右侧即接受更长时间持续督导的公司,信息披露质量评级更高,应计盈余管理程度更低。本文研究结论在考虑了断点两侧样本分布是否随机、不同带宽选择、不同多项式阶数、构造虚拟断点与其他结果变量、剔除受IPO暂停影响样本、增加协变量后,依然稳健存在。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面:第一,本文丰富了持续督导与信息披露质量的相关研究。现有文献对持续督导制度有效性问题的关注不足,且大都着眼于持续督导期内保荐代表人更换的经济后果(付娟和任颢,2012;蔡庆丰和刘锦,2014)。第二,本文通过挖掘持续督导期限制度安排潜藏的自然实验情景,利用断点回归方式应对内生性问题,提升了研究结论可靠性。现有考察保荐制有效与否的相关研究,大都存在由于样本自选择问题与反向因果导致的内生性问题。第三,本文的研究为注册制制度建设与中介机构作用发挥提供了有益启示。注册制以信息披露为核心,弱化了政府管制,强化了保荐人、会计师事务所等中介机构的角色。作为重要的资本市场中介,保荐人是否发挥了实质性作用对资本市场制度设定与监管有重要影响。

## 二、制度背景与理论分析

### (一)制度背景

2003年12月18日证监会发布《证券发行上市保荐制度暂行办法》(以下简称《暂行办法》)正式推出保荐制。保荐制推出后,保荐人的职责涵盖“保”与“荐”两个维度,职责期限也分为上市之前的“辅导与推荐”与上市之后的“持续督导”两个环节。上市之前,保荐人利用其专业知识经验对发行人进行辅导,督促发行人建立合理的公司治理体系,并通过尽职调查审慎核查保障信息披露质量。当发行人达到上

市资质时,保荐人则承担起推荐其上市的职责。上市之后,保荐人的工作转为持续督导发行人合规运行。发行人上市成功基本意味着保荐项目落地,保荐人可以获取高额的承销保荐费用。这种利益机制使得保荐人“重荐轻保”,尤其是上市之后,保荐人与公司的接触少了很多,持续督导是否能发挥实质性作用有待于检验。

保障发行人信息披露质量是保荐人的重要义务,保荐人对发行人IPO申请资料及发行过程信息披露真实性负责。虽然,会计师事务所、律师事务所等证券服务机构也对发行人信息披露质量产生了重要影响,但保荐人有义务对这些证券服务机构出具的意见进行审慎核查,并有权利提出异议。保荐人在IPO公司信息披露过程中扮演着统领全局的角色,保荐人是否能够起到提升IPO公司信息披露质量的作用对我国保荐制度建设有重要启示。

根据《暂行办法》、《证券发行上市保荐业务管理办法》(以下简称《管理办法》)与《深圳证券交易所中小企业板保荐工作指引》(以下简称《保荐工作指引》)的规定,首次公开发行股票并在主板、中小板(创业板)上市的,保荐人持续督导期间为公司上市当年剩余时间及其后两个(三个)完整会计年度。这一制度安排使得1月1日前后上市的公司在上市日期相差无几的情况下,1月1日后上市的公司持续督导期限比1月1日前上市的公司持续督导期限多将近1年。因此,如果持续督导可以提升IPO公司信息披露质量,那么我们预期接受更长持续督导的公司,即在1月1日后上市的公司信息披露质量更高。

## (二)理论分析与研究假设

信息披露是一项与投资、生产与营销等基本活动没有本质差异的重要活动(Lev, 1992)。但公司可能会出于特殊目的在信息披露时进行“择时”(Patell 和 Wolfson, 1982; 谭伟强, 2008),通过盈余管理“粉饰”业绩(Teoh 等, 1998; Aharony 等, 2000; 柳建华等, 2021),甚至披露一些失实信息误导投资者(张新民和陈德球, 2020)。由于公司自愿性信息披露存在一系列负面问题,为了避免出现市场关闭(Market Shutdown)的严重后果,就必须引入中介机构发挥质量认证作用,提升公司信息披露质量,缓解公司与投资者之间信息不对称问题。

在公司IPO过程中,保荐人在各类证券服务中介中居于领导地位,现有研究十分注重保荐人声誉机制的作用(戴亦一等, 2014; 周晓苏和王磊, 2017)。信息不对称导致经济主体行为难以被观测,但在经济主体行为较为稳定时,该经济主体的行为就可以被预期,这种稳定预期构成了声誉机制的形成基础。声誉高的保荐人其客户公司质量往往也更高(Chemmanur 和 Fulghieri, 1994; Carter 等, 1998; 徐浩萍和罗炜, 2007; 施海娜等, 2011),这种关联使得声誉成为释放经济主体特征的重要信号机制(Booth 和 Smith, 1986)。投资者有动机选择高声誉保荐人来降低信息不对称带来的问题,声誉资本可以为保荐人带来更大的市场(徐浩萍和罗炜, 2007)。保荐人声誉成为可以带来实质性收益的稀缺资源,声誉受损对保荐机构与保荐代表人都产生了严重负面影响,保荐人面临市场份额降低、关联公司负面市场反应等一系列冲击(陈运森和宋顺林, 2018; 易阳等, 2019)。对保荐人而言“美名即是大财”,保荐人有动机通过优质的执业质量建立与维护自身声誉。

持续督导期间属于保荐人责任范围涵盖期间,该期间信息披露质量是值得高度关注的问题。上市前很多IPO公司会通过盈余管理“装点门面”(Teoh 等, 1998; Aharony 等, 2000),并导致上市后面临较大的“业绩变脸”压力,(Aharony 等, 2000; DuCharme 等, 2004),上市后公司依然有动机通过盈余管理乃至财务造假来避免业绩大幅下滑的不利影响。会计信息质量反映了公司实质性信息披露质量高低(路军伟等, 2019),会计信息质量不佳会直接损害信息披露质量。而当持续督导期上市公司信息披露质量出现问题,尤其是被监管处罚时保荐人声誉将会受到较大损害。例如:被称为创业板“造假第一股”的万福生科因财务造假被证监会处罚,其保荐机构平安证券因在万福生科IPO过程中与持续督导期间未能尽职也被一并惩处,这进一步导致平安证券声誉受损,为了挽回声誉平安证券不惜设立3亿元赔偿基金进



行先行赔付(张晓东,2017)。由此可见声誉对保荐人而言十分重要,我们预期保荐人对声誉的关切会促使其肩负起持续督导职责,保障公司信息披露质量。

另一方面,监管方的惩罚机制也是保荐人重要约束力量。《管理办法》对保荐人失职行为引入了明确处罚机制。一旦持续督导期内上市公司违反信息披露有关法律法规,其保荐机构很可能面临罚款、暂停保荐资格等处罚,保荐代表人也面临撤销从业资格等监管措施。因此,我们预期以证监会行政处罚为核心的公共实施机制(Public Enforcement)也会对保荐人行为产生威慑作用与监督效果。易阳等(2019)发现监管方的惩戒可以改善保荐代表人执业质量,保荐项目中被处罚最多的项目与发行人财务造假有关,而且作为 IPO 项目的首要责任人,保荐人经常被一起惩戒。保荐人为降低受罚风险,有动机监督发行人信息披露质量。

此外,保荐人在发行公司上市前通过上市辅导协助公司构建治理体系,并进一步对公司情况进行尽职调查审慎核查,保荐人与公司的深入接触使其对公司情况比较了解。张晓东(2020)与孙淑伟等(2015)均指出保荐机构具有与发行人公司相关的私有信息。保荐人的信息优势使其更有能力对公司信息披露行为进行监督,保荐人在所有证券服务机构中的优势地位也使其能够发挥更大作用。此外,《管理办法》要求保荐人勤勉尽责持续督导发行人规范运作,并赋予保荐人质疑会计师事务所等证券服务机构意见的权利,对于能力存在缺陷的证券服务机构保荐人可提议更换,从而对上市公司信息披露质量增加了保险机制。

综上所述,我们预期保荐人的声誉激励机制与监管惩罚制约有助于促进其履行职责,保障持续督导期内上市公司信息披露质量。此外,保荐机构的信息优势与领导地位为其履行职责提供了客观条件。据此提出本文的研究假设:

假设 1:增加持续督导可以提升 IPO 公司信息披露质量。

### 三、研究设计

#### (一)样本选取和数据来源

本文选取 2005 年—2015 年上市日期在 1 月 1 日附近(1 月 1 日前后 30 个交易日)的全部 A 股 IPO 公司为研究样本。对于 1 月 1 日前上市的创业板样本公司而言,本文需要考察其上市后第 4 年信息披露质量。因此,本文实际用到的数据截至 2019 年。本文样本从 2005 年开始的原因在于 2005 年新股发行开始施行询价制,此后新股发售体制一直在询价制的框架下运行。为了避免新股发售体制不同对本文研究结论的不利影响,本文研究期间始于 2005 年。剔除金融、保险行业及数据缺失样本后,最终得到 416 个 IPO 公司样本,由于本文不同结果变量数据可获得性不同,本文不同结果变量对应的样本量有所不同。本文所用数据全部来源于 CSMAR 与深圳证券交易所信息披露考评系统。为了克服极端值对研究结果的不利影响,本文对所有的连续变量在 1% 和 99% 分位数上进行缩尾处理。

#### (二)断点回归设计

断点回归是识别因果关系的有力工具,Thistlethwaite 和 Campbell(1960)首次利用断点回归方法考察了奖学金对未来学术成果影响的问题,自此以后越来越多的学者开始利用断点回归方法进行科学研究,该方法也逐渐在经济与管理领域得到运用。断点回归假定断点两侧样本是随机分布的,而断点右侧样本属于处理组,左侧样本则属于控制组,若断点两侧样本结果变量存在显著差异则可将其归结为处理效应。根据《暂行办法》、《管理办法》与《保荐工作指引》的规定,首次公开发行股票并在主板、中小板(创业板)上市的,保荐人持续督导期间为公司上市当年剩余时间及其后两个(三个)完整会计年度。这一制度安排使得 1 月 1 日前后上市的公司上市日期相差无几的情况下,接受的持续督导期间出现了将近 1 年

的差异。这一制度安排使得1月1日成为一个断点,从而为我们采用断点回归的实证检验方法提供了场景。我们选择1月1日前后30个交易日内上市的IPO公司作为研究样本。上市日期位于1月1日后的样本位于断点右侧属于处理组,而1月1日前上市的样本则位于断点左侧属于控制组。值得注意的是,1月1日前后上市的IPO公司持续督导期差异在1月1日后上市的IPO公司持续督导期结束时才会体现出来。为更清晰地展示控制组与处理组持续督导期间差异及本文结果变量年度选择内在原因,本文以A、B两公司为例绘制了图1的A、B公司持续督导期时间轴。假设A公司(控制组)和B公司(处理组)为两家主板上市公司,上市日期分别为2015年12月31日与2016年1月1日,二者上市日期相差无几接近同时进入持续督导期。截止2017年12月31日,A公司持续督导期结束,在此之前A、B两家公司持续督导期几乎一致,因此不存在断点处理效应。2017年12月31日之后,B公司仍处于持续督导期间,2018年12月31日B公司持续督导结束,至此B公司比A公司多接受了约1年的持续督导。而2017年12月31日及2016年12月31日A、B公司持续督导期间几乎不存在差异,因此A、B公司断点处理效应出现时点为2018年12月31日,故对于这两家公司本文以2018年12月31日作为本文结果变量计算的年度基础。以此类推,对于1月1日后上市的IPO公司,结果变量基于持续督导结束之年计算,而1月1日前上市的IPO公司基于持续督导结束的下一年。

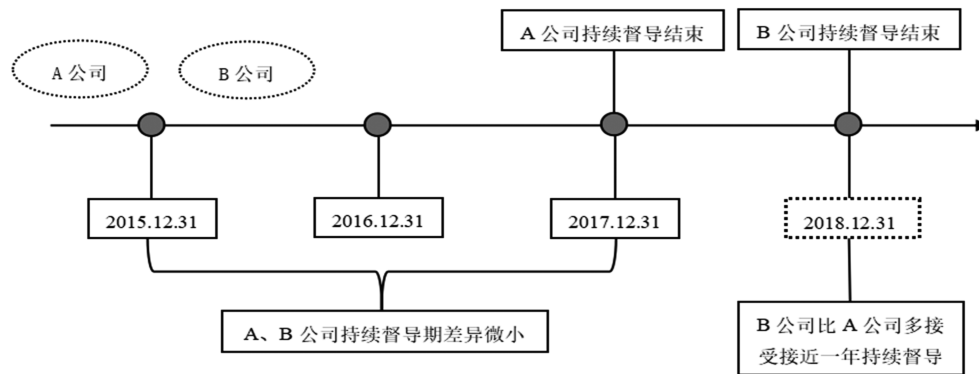


图1 A、B公司持续督导期时间轴

断点回归有参数估计和非参数估计两种方法,参数估计需要人为设定模型与带宽,因此参数估计结果对带宽与模型设定比较敏感(Cattaneo等,2019),而非参数估计方法则可以利用数据本身自动选择最优带宽,并且对模型设定也不敏感,从而更加可靠,因此本研究采用非参数估计方法识别断点效应。

### (三)变量定义

深圳证券交易所每年会对上市公司信息披露质量进行考评,基于信息披露真实性、准确性、完整性、及时性、公平性和合法合规性等信息披露规范情况同时参照信息披露有效性、投资者关系管理等其他维度对上市公司信息披露质量进行综合考评,并形成信息披露质量评级。本文参照现有相关研究常规做法通过深圳证券交易所信息披露质量评级测度上市公司信息披露质量(李竹薇等,2019;路军伟等,2019;康立和肖云峰,2020)。会计信息是公司信息披露系统中关键信息,路军伟等(2019)指出会计信息质量反映了公司信息披露的实质质量,因此本文还参照路军伟等(2019)、张多蕾和邹瑞(2021)、徐经长和李兆芃(2022)采用应计盈余管理程度去度量公司会计信息质量。

具体而言,本文结果变量包括深圳证券交易所信息披露质量评级两个指标( $RANK1$ 与 $RANK2$ )与应计盈余管理程度( $ABSEM$ )。根据《深圳证券交易所上市公司信息披露工作考核办法》,深圳证券交易所会对上市公司信息披露质量进行综合考评,并将公司信息披露质量评级为A(优秀)、B(良好)、C(合格)、

D(不合格),本文利用深圳证券交易所信息披露质量评级高低去度量公司信息披露质量。具体来说,本文采用 *RANK1* 和 *RANK2* 两个指标去度量,其中 *RANK1* 的度量方式为:公司信息披露质量评级为 A(优秀)、B(良好)、C(合格)、D(不合格)时的取值分别为 4、3、2、1。*RANK2* 的度量方式为:当公司信息披露质量评级为 A(优秀)或者 B(良好)时取值为 1,其他取值为 0。

本文参照已有相关研究通过修正琼斯模型分行业、分年度回归得到的应计盈余管理程度绝对值度量公司会计信息质量。具体模型如公式(1),其中  $TAC_{i,t}$  为总应计,通过经营净利润与经营活动现金流量净额之差来衡量,  $\Delta SALES_{i,t}$  为营业收入年度变化额,  $\Delta AR_{i,t}$  为应收账款年度变化额,  $PPE_{i,t}$  为固定资产原值,  $TA_{i,t-1}$  为期初总资产。模型(1)的拟合值即为非操控性应计,总应计与非操控性应计差额即为操控性应计,操控性应计绝对值反映了公司应计盈余管理程度大小。

$$\frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 \times \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \beta_1 \times \frac{\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \times \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

值得注意的是,只有在深圳证券交易所上市的公司才有信息披露质量评级数据,但是在上海证券交易所与深圳证券交易所上市的公司都有应计盈余管理数据,因此这两类结果变量样本量有所不同。

在协变量满足连续性假定的条件下,加入协变量不仅不会影响断点非参数检验结果可靠性还可以提高断点回归估计效率(Imbens 和 Lemieux, 2008),因此本文加入规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、净资产收益率(*ROE*)、年龄(*AGE*)与营业收入增长率(*GROWTH*)作为协变量来提升估计效率,进一步验证本文研究结论可靠性。

表 1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
应计盈余管理程度	<i>ABSEM</i>	采用修正琼斯模型分行业、年度回归,用得到的模型估计残差绝对值度量
信息披露质量评级 1	<i>RANK1</i>	采用深圳证券交易所信息披露质量评级度量。当公司信息披露质量评级为 A(优秀)、B(良好)、C(合格)、D(不合格)时取值分别为 4、3、2、1
信息披露质量评级 2	<i>RANK2</i>	采用深圳证券交易所信息披露质量评级度量。当公司信息披露质量评级为 A(优秀)或者 B(良好)时取值为 1,其他取值为 0
规模	<i>SIZE</i>	上年末资产总额的自然对数
资产负债率	<i>LEV</i>	上年末负债总额/上年末资产总额
净资产收益率	<i>ROE</i>	上年净利润/上年末净资产
年龄	<i>AGE</i>	以公司成立年度为基准的公司年龄自然对数
营业收入增长率	<i>GROWTH</i>	上年度营业收入增长率

## 四、实证结果与分析

### (一)描述性统计

表 2 为本文相关变量描述性统计结果。深圳证券交易所信息披露质量评级 *RANK1* 的平均值为

3.038, 而  $RANK2$  的平均值为 0.849, 这表明 84.9% 的公司信息披露质量评级为 B (良好) 及以上, 样本公司应计盈余管理程度  $ABSEM$  的平均值为 0.060。本文协变量描述性统计的取值均落在合理区间之内。

表2 主要变量描述性统计

变量名称	样本量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$RANK1$	345	3.038	3.000	0.648	1.000	4.000
$RANK2$	345	0.849	1.000	0.358	0.000	1.000
$ABSEM$	410	0.060	0.043	0.059	0.000	0.325
$SIZE$	416	21.387	21.192	0.951	19.908	25.228
$LEV$	416	0.313	0.291	0.171	0.042	0.736
$ROE$	416	0.079	0.077	0.063	-0.118	0.281
$AGE$	416	2.450	2.485	0.455	1.386	3.332
$GROWTH$	416	0.222	0.162	0.312	-0.427	1.517

## (二)断点回归结果

为了直观地观察公司信息披露质量在断点两侧的变化, 本文以 1 月 1 日为断点 (取值为 0), 绘制了断点两侧各 30 个交易日内上市的公司信息披露质量评级 ( $RANK1$  与  $RANK2$ ) 与应计盈余管理程度 ( $ABSEM$ ) 的图形。图 2—图 4 中横轴为公司上市相对时间, 根据下图我们可以发现 1 月 1 日后上市的公司即断点右侧公司信息披露质量评级更高、应计盈余管理程度更低, 初步说明持续督导有助于提升 IPO 公司上市后信息披露质量。

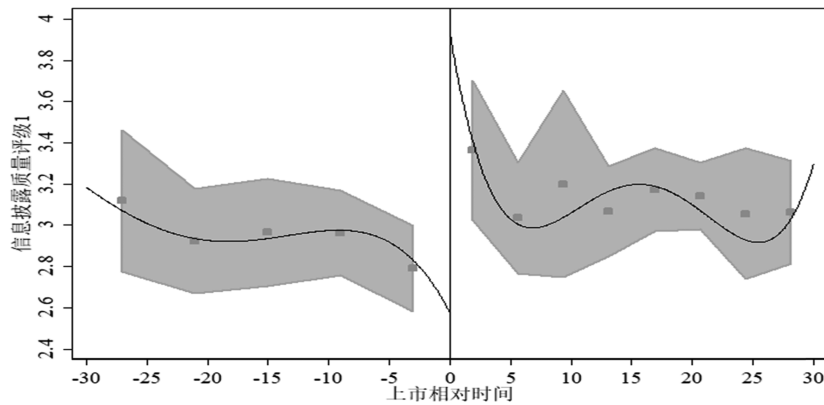


图2 信息披露质量评级断点两侧变化

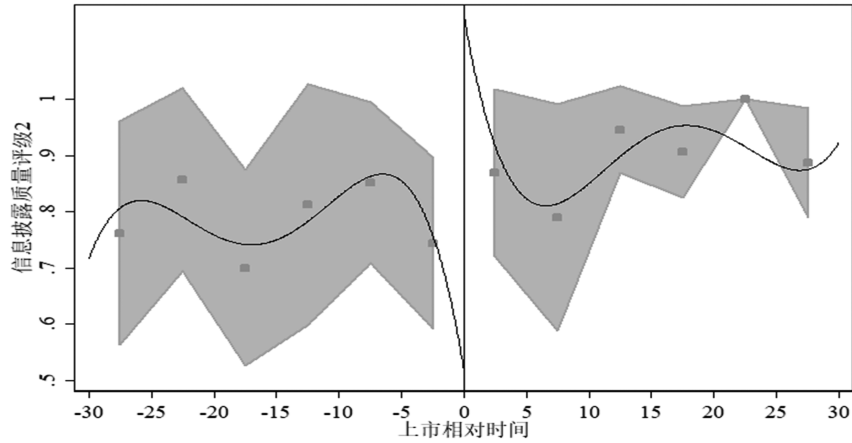


图3 信息披露质量评级断点两侧变化

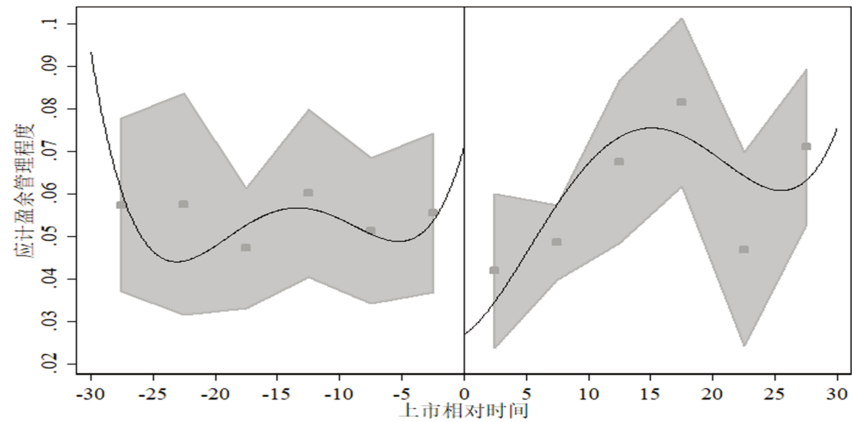


图4 应计盈余管理程度断点两侧变化

图形的方式可以较为直观地看到公司信息披露质量在断点附近的变化情况,但是却不够准确,因此本文还采用非参数估计方法进行更严格的检验。表3为采用非参数估计断点回归的实证检验结果,本文采用默认最小化均方误差方法选择最优带宽(MSE-Optimal带宽),以避免主观带宽选择对结果的影响。表3中Panel A为不加入协变量的断点回归结果,我们发现断点右侧即额外接受将近1年持续督导的公司信息披露质量评级指标 $RANK1$ ,断点右侧要比断点左侧高1.011,这表明额外接受约1年持续督导的公司信息披露质量评级平均约提升一个级别。信息披露质量评级另一个度量指标 $RANK2$ 的断点回归结果也表明持续督导提升了公司信息披露质量评级,并且信息披露质量评级的两个指标( $RANK1$ 和 $RANK2$ )断点处理效应的估计结果都在5%及以上置信水平上显著。应计盈余管理程度( $ABSEM$ )断点右侧比断点左侧的公司要低0.053,并且传统p值与稳健p值都在5%的置信水平上显著。只有深圳证券交易所上市公司有信息披露质量评级相关数据,而上海证券交易所和深圳证券交易所上市公司均有应计盈余管理相关数据。为增强不同断点回归结果可比性,同时排除交易所差异的潜在影响,对于应计盈余管理结果变量本文还单独以深圳证券交易所上市公司子样本进行检验。深圳证券交易所上市公司子样本回归结果显示应计盈余管理程度( $ABSEM$ )断点右侧比断点左侧公司要低0.047,传统p值与稳健p值都在10%的置信水平上显著。

表3的Panel B为加入协变量的断点回归结果,各结果变量估计系数与不加入协变量的估计结果类似,且显著性都有所提升。上市公司不同年度间信息披露质量存在相关性,为此本文进一步增加上年度信息



披露质量协变量以控制公司先前信息披露质量的影响。表3的Panel C为相应回归结果,本文研究结果依然保持稳健。表3的实证检验结果表明持续督导有助于提升公司信息披露质量评级,也有助于抑制公司应计盈余管理程度。

表3 持续督导与信息披露质量的断点回归结果

变量名称	断点处理效应	传统p值	稳健p值	MSE-Optimal 带宽
Panel A: 不加入协变量的断点回归结果				
<i>RANK1</i>	1.011	0.015	0.021	7.088
<i>RANK2</i>	0.540	0.002	0.002	7.023
<i>ABSEM</i>	-0.053	0.026	0.036	6.611
ABSEM(深交所子样本)	-0.047	0.074	0.086	7.209
Panel B: 加入协变量的断点回归结果				
<i>RANK1</i>	0.753	0.004	0.005	8.782
<i>RANK2</i>	0.635	0.001	0.001	6.766
<i>ABSEM</i>	-0.052	0.016	0.019	7.464
ABSEM(深交所子样本)	-0.050	0.055	0.054	6.970
Panel C: 加入信息披露质量滞后项协变量的断点回归结果				
<i>RANK1</i>	1.112	0.000	0.000	6.718
<i>RANK2</i>	0.477	0.003	0.002	7.257
<i>ABSEM</i>	-0.045	0.035	0.037	7.997
ABSEM(深交所子样本)	-0.047	0.057	0.054	7.200

### (三)断点回归前提检验

Lee 和 Lemieux(2010)指出断点回归需要满足两个假设条件:第一,样本分布在断点左右两侧是随机的,即不应该存在样本自选择问题。第二,协变量在断点左右两侧是连续的。本文分别对这两个前提条件进行检验。

图5为断点附近样本分布情况,灰色阴影部分为95%置信区间,我们可以发现断点两侧置信区间重叠度很高,初步表明断点两侧样本分布没有明显跳跃。本文还进一步通过非参数估计检验方法对断点两侧样本分布随机性进行检验。检验结果显示样本随机分布稳健t值、p值,分别为-0.657与0.512,该结果无法拒绝样本在断点两侧是随机分布的原假设,因此本文满足断点回归的第一个前提条件。

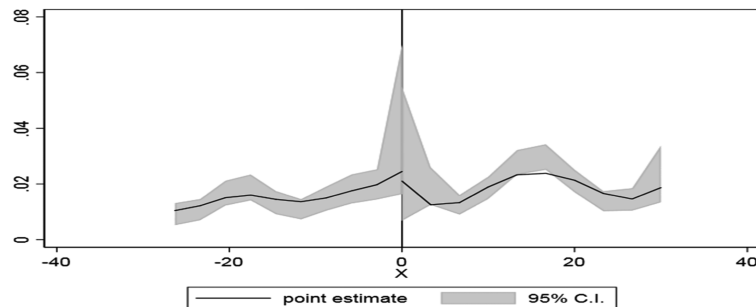


图5 断点附近样本分布情况

表 4 为协变量在断点两侧连续性检验的结果,我们可以发现不论从传统 p 值还是稳健 p 值来看,本文所有协变量 p 值均大于 0.1 的统计显著性界限,这表明本文协变量在断点两侧不存在显著差异,从而表明公司信息披露质量在断点两侧的差异并非由于协变量在断点两侧存在系统性差异所致。表 4 结果表明本文满足断点回归的第二个前提条件。

表 4 协变量连续性检验结果

变量名称	断点处理效应	传统 p 值	稳健 p 值	MSE-Optimal 带宽
<i>SIZE</i>	0.263	0.470	0.555	8.213
<i>LEV</i>	-0.101	0.110	0.159	9.524
<i>ROE</i>	-0.031	0.391	0.459	6.347
<i>AGE</i>	-0.469	0.153	0.279	7.348
<i>GROWTH</i>	0.110	0.661	0.625	5.328

## 五、稳健性检验

### (一)其他带宽检验

虽然本文采用常规的最小化均方误差方法利用数据本身自动选择带宽来避免主观带宽选择对结果的影响,但是为了进一步考察本文结果稳健性,我们还采用变更带宽选择方法与人为设定带宽两种方式进行额外检验。具体来说,本文采用最小化断点估计量误差修正置信区间渐进覆盖误差率的方法选择带宽(CER-optimal 带宽)与将带宽设定为 10 和 15 来验证本文研究结论对带宽选择的敏感性。表 5 列示了选择不同带宽的实证检验结果,其中,信息披露质量评级的两个度量指标(*RANK1* 和 *RANK2*)在表 5 的 Panel A 与 Panel B 中均为正值,并且除了带宽为 15 时 *RANK2* 的传统 p 值大于 0.1 外,其他 p 值均小于 0.1,并且均在 5% 及以上的置信水平上显著。Panel A 中不同带宽下应计盈余管理程度(*ABSEM*)的断点处理效应均显著为负值。Panel B 中不同带宽下应计盈余管理程度(*ABSEM*)的断点处理效应也均为负值,除了带宽为 15 时传统 p 值略大于 0.1 的显著性标准外,其他传统 p 值与稳健 p 值均小于 0.1。表 5 实证检验结果表明本文研究结论对带宽的选择是不敏感的。

表 5 不同带宽的非参数检验结果

变量名称	断点处理效应	传统 p 值	稳健 p 值	带宽选择方法	带宽
Panel A: 不加入协变量的断点回归结果					
<i>RANK1</i>	1.505	0.007	0.009	CER-Optimal 带宽	5.292
<i>RANK1</i>	0.748	0.017	0.028	设定为 10	10
<i>RANK1</i>	0.503	0.029	0.041	设定为 15	15
<i>RANK2</i>	0.683	0.005	0.004	CER-Optimal 带宽	5.243
<i>RANK2</i>	0.381	0.013	0.014	设定为 10	10
<i>RANK2</i>	0.188	0.154	0.011	设定为 15	15
<i>ABSEM</i>	-0.063	0.056	0.061	CER-Optimal 带宽	4.893
<i>ABSEM</i>	-0.039	0.045	0.036	设定为 10	10
<i>ABSEM</i>	-0.029	0.079	0.050	设定为 15	15

变量名称	断点处理效应	传统p值	稳健p值	带宽选择方法	带宽
Panel B: 加入协变量的断点回归结果					
<i>RANK1</i>	1.384	0.000	0.000	CER-Optimal 带宽	6.557
<i>RANK1</i>	0.711	0.004	0.002	设定为 10	10
<i>RANK1</i>	0.453	0.021	0.011	设定为 15	15
<i>RANK2</i>	0.731	0.009	0.006	CER-Optimal 带宽	5.052
<i>RANK2</i>	0.351	0.014	0.008	设定为 10	10
<i>RANK2</i>	0.150	0.212	0.008	设定为 15	15
<i>ABSEM</i>	-0.079	0.009	0.010	CER-Optimal 带宽	5.525
<i>ABSEM</i>	-0.04	0.045	0.042	设定为 10	10
<i>ABSEM</i>	-0.027	0.107	0.052	设定为 15	15

## (二)不同多项式阶数

断点回归的非参数检验一般都采用1阶局部多项式回归方式进行,为了考察本文研究结论对多项式阶数选择敏感性问题,本文还进一步选择0阶和2阶局部多项式回归方式进行稳健性检验。表6为不同多项式阶数的非参数检验结果,其中Panel A为不加入协变量的断点回归结果。Panel A的实证检验结果显示信息披露质量评级的两个指标(*RANK1*和*RANK2*)均显著为正,而应计盈余管理程度(*ABSEM*)均显著为负。表6中Panel B为加入协变量的实证检验结果,Panel B的实证检验结果与Panel A类似,除了信息披露质量评级指标*RANK2*的传统p值大于0.1外,其他p值均具有统计上的显著性。整体来看本文的研究结果对多项式阶数选择不敏感,这进一步证明了本文结论的稳健性。

表6 不同多项式阶数的非参数检验结果

变量名称	断点处理效应	传统p值	稳健p值	多项式阶数	MSE-Optimal 带宽
Panel A: 不加入协变量的断点回归结果					
<i>RANK1</i>	0.801	0.006	0.012	0	2.954
<i>RANK1</i>	2.255	0.011	0.013	2	7.422
<i>RANK2</i>	0.333	0.005	0.003	0	3.012
<i>RANK2</i>	0.963	0.019	0.023	2	7.639
<i>ABSEM</i>	-0.028	0.049	0.033	0	4.023
<i>ABSEM</i>	-0.080	0.069	0.085	2	8.413
Panel B: 加入协变量的断点回归结果					
<i>RANK1</i>	0.799	0.000	0.000	0	2.693
<i>RANK1</i>	2.524	0.000	0.000	2	7.402
<i>RANK2</i>	0.159	0.210	0.062	0	2.172
<i>RANK2</i>	1.093	0.010	0.012	2	7.421
<i>ABSEM</i>	-0.029	0.033	0.017	0	4.481
<i>ABSEM</i>	-0.061	0.043	0.057	2	11.745

### (三) 安慰剂检验

#### 1. 构造虚拟断点

本文的结果可能是一种机械关系,断点右侧公司信息披露质量可能永远高于断点左侧的样本公司。如果上述情况成立,那么以任意位置作为断点,本文研究结论都将存在,为了排除这种可能性对本文研究结论的不利影响,本文分别以-10(1月1日前第10个交易日)和-15(1月1日前第15个交易日)作为虚拟断点来进行验证。表7为两个虚拟断点的实证检验结果,其中当假定断点为-10时不论是否包含协变量,信息披露质量评级的两个变量(*RANK1*与*RANK2*)与应计盈余管理程度(*ABSEM*)均不具有统计上的显著性。当假定断点为-15时,不包含协变量时信息披露质量评级的两个变量(*RANK1*与*RANK2*)与应计盈余管理程度(*ABSEM*)均不具有统计上的显著性。当假定断点为-15并且包含协变量时信息披露质量评级的*RANK1*指标与应计盈余管理程度(*ABSEM*)均不具有统计上的显著性,而信息披露质量评级的*RANK2*指标显著为负值。表7的实证检验结果表明,当假定断点为-10或者-15时,本文结果变量断点处理效应要么不显著要么与理论预期相反,这表明本文研究结论并非断点左右存在机械关系所致。

表7 虚拟断点的检验结果

变量名称	断点为-10时			断点为-15时		
	断点处理效应	传统p值	稳健p值	断点处理效应	传统p值	稳健p值
Panel A: 不加入协变量的断点回归结果						
<i>RANK1</i>	0.489	0.170	0.134	0.260	0.673	0.855
<i>RANK2</i>	0.051	0.831	0.711	-0.214	0.572	0.439
<i>ABSEM</i>	-0.006	0.805	0.839	0.012	0.642	0.685
Panel B: 加入协变量的断点回归结果						
<i>RANK1</i>	0.332	0.257	0.236	0.163	0.745	0.932
<i>RANK2</i>	0.056	0.812	0.748	-0.614	0.065	0.042
<i>ABSEM</i>	0.012	0.547	0.505	0.016	0.502	0.560

#### 2. 构造其他结果变量

根据《暂行办法》、《管理办法》与《保荐工作指引》的规定,首次公开发行股票并在主板、中小板(创业板)上市的,保荐人持续督导期间为公司上市当年剩余时间及其后两个(三个)完整会计年度。因此,不论公司在1月1日之前还是之后上市,在其上市后持续督导期均接近两年时,两类公司所受的持续督导期间非常接近,根据本文的分析框架持续督导不应该对这两类公司信息披露质量产生显著影响。譬如:我们假设A公司与B公司上市日期分别为2015的12月31日与2016年1月1日,这两家公司上市日期几乎相同故属于可比公司,上市后这两家公司同时处于持续督导期,等到2017年末这两家公司持续督导期都大约是两年。因此,我们预期2017年持续督导不会对这两家公司的信息披露质量产生影响。为了进一步印证本文分析框架的合理性,本文还以公司持续督导期均接近两年时公司的信息披露质量评级(*RANK1*与*RANK2*)与应计盈余管理程度(*ABSEM*)作为结果变量来进行稳健性检验。表8为实证检验结果,我们可以发现不论是否加入协变量,公司的信息披露质量评级(*RANK1*与*RANK2*)与应计盈余管理程度(*ABSEM*)基本不具有统计上的显著性。只有Panel A中信息披露质量评级指标*RANK2*的传统p值略小于



0.1,但 *RANK2* 的断点处理效应为负值。表 8 的实证检验结果进一步验证了本文分析框架的合理性。

表 8 构造其他结果变量的断点回归结果

变量名称	断点处理效应	传统 p 值	稳健 p 值
Panel A: 不加入协变量的断点回归结果			
<i>RANK1</i>	-0.097	0.803	0.713
<i>RANK2</i>	-0.154	0.093	0.305
<i>ABSEM</i>	-0.034	0.346	0.432
Panel B: 加入协变量的断点回归结果			
<i>RANK1</i>	-0.030	0.945	0.948
<i>RANK2</i>	-0.034	0.695	0.994
<i>ABSEM</i>	-0.026	0.449	0.581

#### (四)其他稳健性检验

##### 1. 考虑 IPO 暂停的影响

本文样本期间共出现四次 IPO 暂停, IPO 暂停会直接影响 IPO 公司的上市时间与持续督导期间, 可能进一步影响本文研究结果。本文剔除受 IPO 暂停影响的样本后进行稳健性检验, 以排除 IPO 暂停因素对本文研究结果可靠性的潜在不利影响。表 9 为相应断点回归结果, 其中 Panel A 为不加入协变量的结果, 信息披露质量评级两个指标(*RANK1* 和 *RANK2*)的断点处理效应估计系数均显著为正, 应计盈余管理程度(*ABSEM*)断点处理效应估计系数显著为负。表 9 的 Panel B 为加入协变量的结果, 各结果变量估计系数与不加入协变量时类似, 且显著性均有所提升。表 9 回归结果表明接受更长时间持续督导的 IPO 公司信息披露质量评级更高, 应计盈余管理程度更低, 即考虑了 IPO 暂停的潜在影响后, 本文研究结论依然成立。

表 9 剔除受 IPO 暂停影响样本的断点回归结果

变量名称	断点处理效应	传统 p 值	稳健 p 值	MSE-Optimal 带宽
Panel A: 不加入协变量的断点回归结果				
<i>RANK1</i>	0.966	0.015	0.020	7.202
<i>RANK2</i>	0.550	0.002	0.002	6.959
<i>ABSEM</i>	-0.052	0.027	0.040	6.891
Panel B: 加入协变量的断点回归结果				
<i>RANK1</i>	0.716	0.004	0.006	9.758
<i>RANK2</i>	0.559	0.001	0.001	7.112
<i>ABSEM</i>	-0.051	0.018	0.022	7.573

## 2. 增加协变量

在协变量满足连续性假定的条件下,增加协变量可提升断点回归估计效率(Imbens 和 Lemieux, 2008),上文断点回归中包含了一些公司基本面协变量,但数量与内容不够丰富。本文通过增加协变量来提升断点回归估计效率并考察研究结果的稳健性,具体而言本文进一步增加如下五个协变量:两职合一(*DUAL*)、股权集中度(*SHR1*)、股权制衡度(*SHRZ*)、四大会计师事务所(*BIG4*)、承销商声誉(*REPUTATION*)。当董事长与总经理兼任时,两职合一(*DUAL*)取值为1,否则取0;股权集中度(*SHR1*)通过第一大股东持股比例衡量;股权制衡度(*SHRZ*)通过第一大股东和第二大股东持股比例的比值来衡量;当IPO公司财务报告由四大会计师事务所审计时,*BIG4*取值为1,否则取0;当IPO公司主承销商上年度首发承销排名位于前25%时,*REPUTATION*取值为1,否则取0。

表10的Panel A为增加协变量的断点回归结果,信息披露质量评级两个指标(*RANK1*和*RANK2*)的断点处理效应均显著为正,应计盈余管理程度(*ABSEM*)的断点处理效应显著为负。并且增加协变量后三个结果变量断点处理效应估计系数绝对值均有所增大,显著性水平均有所提升,表10的回归结果表明增加协变量后,本文研究结论依然保持稳健。表10 Panel B为对新增协变量在断点两侧连续性进行检验的结果,新增的五个协变量断点处理效应均不具有统计上的显著性,表明新增协变量在断点两侧不存在显著差异,即满足连续性要求。

表 10 增加协变量的断点回归结果

变量名称	断点处理效应	传统p值	稳健p值	MSE-Optimal带宽
Panel A:增加协变量后的断点回归结果				
<i>RANK1</i>	0.848	0.002	0.003	8.683
<i>RANK2</i>	0.786	0.000	0.000	6.251
<i>ABSEM</i>	-0.053	0.010	0.014	7.535
Panel B:增加协变量的连续性检验结果				
<i>DUAL</i>	-0.402	0.152	0.135	7.047
<i>SHR1</i>	2.481	0.775	0.784	8.052
<i>SHRZ</i>	2.277	0.474	0.384	7.015
<i>BIG4</i>	-0.07	0.392	0.353	5.248
<i>REPUTATION</i>	-0.139	0.569	0.545	7.938

## 六、研究结论

作为资本市场的重要中介,保荐人的作用发挥对资本市场制度构建与健康发展至关重要。保荐制下保荐人的作用分为上市前的辅导、尽职调查及推荐与上市后的持续督导。但学术界对持续督导阶段的关注显得十分不足,并且仅有的相关研究大都受到内生性问题困扰。本文以2005–2015年进行IPO的公司为研究样本,采用断点回归的研究设计考察了持续督导对公司信息披露质量的影响。研究发现,断点右侧即接受更长时间持续督导的公司信息披露质量评级更高,应计盈余管理程度更低。本文的研究结论在考虑了断点两侧样本分布的随机性、带宽与多项式阶数选择敏感性,在进行了虚拟断点与变更结

果变量的安慰剂检验、剔除受IPO暂停影响样本、增加协变量后依然稳健存在。

本文研究结果表明保荐人的持续督导有助于改善上市公司信息披露质量。根据本文的研究结果我们提出如下的政策建议。第一,重视保荐人等资本市场中介的作用。在我国当前资本市场,绝大多数投资者为中小投资者,这导致依靠股东发起诉讼或者投票途径进行投资者利益保护与证券监管的私人实施机制效率较低,而证监会与交易所的监管资源较为有限难以全方位对资本市场进行监管。这导致我国资本市场公共实施机制与私人实施机制发挥的作用比较有限(孔东民和刘莎莎,2017;陈运森等,2019)。为了维护资本市场健康发展,应注重中介机构的发展并利用其专业优势协助构建资本市场的良好风气。第二,要完善对资本市场中介机构激励机制与惩罚机制的制度建设。良好的制度底层设计是保障资本市场中介履责的基础,声誉资本对资本市场中介机构而言是十分宝贵的稀缺资源,而监管方的奖惩措施则是重要的声誉信号释放机制。监管方应该通过加强监管,增大对失职中介的惩处力度,强化中介行为与声誉的敏感性,建立激励相容的奖惩制度体系来给资本市场中介注入动力并施加约束。

## 参考文献

- [1] 蔡庆丰和刘锦,2014,《保荐代表人“尽责”了吗?——基于上市前盈余管理与上市后持续督导的实证分析》,《投资研究》第6期,93-106。
- [2] 陈运森、邓玮璐、李哲,2019,《证券交易所一线监管的有效性研究:基于财务报告问询函的证据》,《管理世界》第3期,169-185。
- [3] 陈运森和宋顺林,2018,《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)》第1期,431-448。
- [4] 戴亦一、潘越、陈静,2014,《双重保荐声誉、社会诚信与IPO过会》,《金融研究》第6期,146-161。
- [5] 付娟和任颖,2012,《持续督导期内保荐代表人更换与上市公司信息披露》,《首都经济贸易大学学报》第4期,63-70。
- [6] 高惠、韦玉龙、刘阳,2015,《IPO发行制度与信息披露质量——基于保荐制实施与否的比较》,《中国管理科学》第5期,23-31。
- [7] 黄娟娟和肖琨,2006,《信息披露、收益不透明度与权益资本成本》,《中国会计评论》第1期,69-84。
- [8] 康立和肖云峰,2020,《董事会秘书社会资本、信息披露与融资约束》,《投资研究》第8期,107-123。
- [9] 孔东民和刘莎莎,2017,《中小股东投票权、公司决策与公司治理——来自一项自然试验的证据》,《管理世界》第9期,101-115。
- [10] 李竹薇、刘森楠、李津津、王宝璐,2019,《提高信息披露质量能否缓解上市企业的融资约束——融入产权性质分类的证据》,《投资研究》第8期,143-158。
- [11] 刘会芹和施先旺,2022,《年报文本信息可读性与股价崩盘风险》,《投资研究》第7期,129-148。
- [12] 柳建华、徐婷婷、陆军,2021,《并购业绩补偿承诺会诱导盈余管理吗?》,《管理科学学报》第10期,82-105。
- [13] 路军伟、王甜甜、卜小霞,2019,《CFO与董秘兼任能提高财报质量吗?——基于形式质量和实质质量的双重视角》,《现代财经(天津财经大学学报)》第12期,81-96。
- [14] 施海娜、徐浩萍、陈超,2011,《中小企业股权融资中投资银行市场竞争力构建与作用》,《金融研究》第2期,95-113。
- [15] 孙淑伟、肖土盛、付宇翔、陈信元,2015,《IPO配售中的利益联盟——基于基金公司与保荐机构的证据》,《财经研究》第5期,90-101。
- [16] 谭伟强,2008,《我国股市盈余公告的“周历效应”与“集中公告效应”研究》,《金融研究》第2期,152-167。
- [17] 王克敏和廉鹏,2010,《保荐制度改善首发上市公司盈余质量了吗?》,《管理世界》第8期,21-34。
- [18] 肖土盛、宋顺林、李路,2017,《信息披露质量与股价崩盘风险:分析师预测的中介作用》,《财经研究》第2期,110-121。
- [19] 徐浩萍和罗炜,2007,《投资银行声誉机制有效性——执业质量与市场份额双重视角的研究》,《经济研究》第2期,124-136。
- [20] 徐经长和李兆芑,2022,《薪酬管制与会计信息质量——基于超额薪酬的中介效应》,《经济理论与经济管理》第9期,97-112。
- [21] 徐寿福和徐龙炳,2015,《信息披露质量与资本市场估值偏误》,《会计研究》第1期,40-47。
- [22] 易阳、田涵艺、宋顺林、谭劲松,2019,《重典能治乱吗:行政处罚保荐代表人违规行为的经济后果分析》,《会计研究》第5期,33-41。

- [23]曾颖和陆正飞,2006,《信息披露质量与股权融资成本》,《经济研究》第2期,69-79。
- [24]张多蕾和邹瑞,2021,《会计信息质量、制度环境与企业创新绩效》,《财经问题研究》第8期,101-112。
- [25]张晓东,2017,《IPO保荐机构主动担责与投资者利益保护》,《中国工业经济》第2期,79-97。
- [26]张晓东,2020,《市盈率管制、二级市场佣金与一级市场配售公平性——来自承销商申购剔除的证据》,《中国工业经济》第6期,43-61。
- [27]张新民和陈德球,2020,《移动互联网时代企业商业模式、价值共创与治理风险——基于瑞幸咖啡财务造假的案例分析》,《管理世界》第5期,74-86。
- [28]张延良、崔海涛、李琪、白清超,2022,《媒体关注对股票定价效率影响研究》,《投资研究》第9期,143-158。
- [29]周晓苏和王磊,2017,《保荐代表人声誉、定向增发盈余管理与股价长期市场表现》,《投资研究》第5期,29-47。
- [30] Aharony J., C. W. J. Lee, and T. J. Wong, 2000, “Financial Packaging of IPO Firms in China”, *Journal of Accounting Research*, 38(1), pp.103-126.
- [31] Booth J. R. and R. L. Smith, 1986, “Capital Raising, Underwriting and the Certification Hypothesis”, *Journal of Financial Economics*, 15(1-2), pp. 261-281.
- [32] Carter R. B., F. H. Dark, and A. K. Singh, 1998, “Underwriter Reputation, Initial Returns, and the Long-run Performance of IPO Stocks”, *The Journal of Finance*, 53(1), pp. 285-311.
- [33] Cattaneo M. D., N. Idrobo, and R. Titiunik, 2019, “A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations” Cambridge University Press.
- [34] Chemmanur T. J. and P. Fulghieri, 1994, “Investment Bank Reputation, Information Production, and Financial Intermediation”, *The Journal of Finance*, 49(1), pp.57-79.
- [35] DuCharme L. L., P. H. Malatesta, and S. E. Sefcik, 2004, “Earnings Management, Stock Issues, and Shareholder Lawsuits”, *Journal of Financial Economics*, 71(1), pp. 27-49.
- [36] Imbens G. W. and T. Lemieux, 2008, “Regression Discontinuity Designs: A guide to Practice”, *Journal of econometrics*, 142(2), pp. 615-635.
- [37] Lee D. S. and T. Lemieux, 2010, “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *Journal of Economic Literature*, 48(2), pp. 281-355.
- [38] Lev B., 1992, “Information Disclosure Strategy”, *California Management Review*, 34(4), pp. 9-32.
- [39] Patell J. M. and M. A. Wolfson, 1982, “Good News, Bad News, and the Intraday Timing of Corporate Disclosures”, *Accounting Review*, 57(3), pp. 509-527.
- [40] Teoh S. H., T. J. Wong, and G. R. Rao, 1998, “Are Accruals during Initial Public Offerings Opportunistic?”, *Review of Accounting Studies*, 3(1), pp. 175-208.
- [41] Thistlethwaite D. L. and D. T. Campbell, 1960, “Regression-discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment”, *Journal of Educational psychology*, 51(6), pp. 309-317.

**Abstract:** The quality of information disclosure is crucial to the healthy and stable operation of the capital market. This paper, utilizing a natural experiment based on the duration arrangement of continuous supervision, investigates the relationship between the duration of sponsor’s continuous supervision and companies’ information disclosure quality after going public through regression discontinuity design. The results show that the treatment group of IPO companies receiving more continuous supervision have higher information disclosure quality rating after listing, and the degree of accrued earnings management is lower. This paper provides empirical evidence for the effectiveness of continuous supervision in improving the quality of information disclosure for IPO companies, and avoids the endogenous problem through regression discontinuity design. The conclusion offers valuable insights for the construction of continuous supervision system and provides evidence for the rationality of relaxing government regulation and attaching importance to the role of capital market intermediaries and information disclosure during the reform process of registration system.

**Key words:** Sponsorship system; Continuous supervision; Information disclosure quality; Regression discontinuity design