

企业自愿性信息披露行为的“同伴效应”研究

——来自管理层业绩预告的实证证据

易志高, 张 烨

(南京师范大学 商学院, 南京 210023)

摘 要:信息披露关乎整个资本市场的运行质量和健康发展,但现有研究主要关注企业内部特征和制度环境对信息披露行为的影响,较少考察企业间的相互作用。借助同伴效应的分析逻辑,以2010—2019年沪深A股上市公司发布的业绩预告为样本,对自愿披露同伴效应的形成机制、情境因素及经济后果进行探究。结果表明:企业业绩预告披露行为存在明显的“同伴效应”;且异质性研究发现:环境不确定性高、对外融资依赖强的企业更易受到同伴披露行为的影响;此外,基于同伴效应的信息披露行为,可以提升个体企业的未来价值。本文不仅为企业策略性信息披露提供一种新解释,而且有助于提高企业信息披露管理能力,对于加强信息披露监管和金融风险防范等方面均具有重要现实意义。

关键词:业绩预告;同伴效应;环境不确定;融资依赖;企业价值

中图分类号: F275.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)1—0136—12

一、引言

信息披露是实现企业与投资者信息沟通的关键渠道,是资本市场有序运行、健康发展的重要基础。站在新时代中国资本市场发展的新历史节点上,特别是在金融供给侧结构性改革的形势下,信息披露已经逐渐成为“科创板并试点注册制”等中国资本市场体制改革创新工作的重点和核心。在此背景下,市场参与者已不满足于强制披露的信息,而是亟需多样化的自愿信息披露以协助自身决策。因此在目前注册制改革范围不断扩大的现实背景下,研究何种因素能促进企业自愿披露行为,对于完善信息披露体系,促进资本市场高质量发展的意义更加凸显,进而越来越受到业界和学界的密切关注。

迄今为止,国内外学者对信息披露影响因素的研究重心主要集中在治理结构(Ali et al, 2014; 罗炜和朱春艳, 2010)、财务特征(Chen et al, 2002; 王惠芳, 2005)等企业内部因素及制度环境(Gigler和Hemmer, 2001)等方面,但以上研究都暗含着企业独立决策的假说,然而现实中,企业总是嵌入在一定社会环境内,并非独立运行的个体,其行为决策不可避免地具有相互依赖性。诸多理论研究发现,企业行为决策确实会受同伴同类行为的影响,例如投资决策(方军雄, 2012)、融资决策(Leary和Roberts, 2014)、股票拆分(Kaustia和Rantala, 2015)、违规行为(陆蓉和常维, 2018)等。同理,信息披露是企业战略决策的重要内容,同伴行为更可能在企业披露决策中扮演重要角色。近年来,尽管国外一些学者开始研究信息披露中的同伴效应现象,但他们更多关注同伴信息披露对公司投资行为或效率(Badertscher et al, 2013)、资本成本(Shroff et al, 2017)、股票收益(Brochet et al, 2018)和市场流动性(Frenkel et al, 2020)等的外生性影响,对同行间信息披露行为的内生互动关系却鲜有涉及。而作为信息披露的重要形式之一,自愿性信息披露决策过程复杂,披露后果极具不确定性,需要高质量的信息环境予以支撑;且信息具有典型的外溢特征和替代效应,对企业资本市场表现有着举足轻重的影响,企业势必会关注竞争对手的披露决策,以应对同伴披露带来的负面效应。此外,中国资本市场与欧美成熟资本市场相比,不仅市场监管力度及规范性不尽完善,投资者缺乏经验与主见,且公司上市时间短,信息披露管理能力及经验相对缺乏,其观念和行为更容易受到同伴自愿披露行为的影响。那么,我国企业自愿披露行为是否存在同伴效应?其内在形成机理又是什么?经济后果又当如何?这些问题均亟需深入研究,而国内相关研究基本空白。

收稿日期: 2021-08-21

基金项目:国家自然科学基金面上项目“媒体披露、管理层策略选择与市场反应”(71472091);国家自然科学基金青年项目“媒体报道与股价波动:中国情境下的说服理论视角研究”(71102025)

作者简介:易志高,博士后,南京师范大学商学院教授,研究方向:公司金融,信息披露与公司治理;张烨,南京师范大学商学院硕士研究生,研究方向:信息披露与公司治理。

业绩预告是企业自愿性信息披露的重要方式,因其自主灵活性与信息有效性日益引起广大投资者与监管部门的关注。一方面,管理层在是否披露及披露的频率和内容方面具有很大的酌情判断空间。因此外部同伴更易成为决策制定的参考;另一方面,其披露内容反映了企业的经营前景和发展战略,在强制性报告之外为投资者提供了“决策有用性信息”,是改善企业信息环境、影响市场对企业价值预期的重要途径,管理者自然会格外关注同伴披露行为并相机改变披露策略。因此,业绩预告作为自愿性信息披露的一个理想代表,对于研究自愿披露同伴效应具有典型意义。有鉴于此,本文在信息披露和同伴效应研究最新进展的基础上,采用管理层业绩预告对自愿信息披露的同伴效应进行了系统性研究,其创新与贡献在于:首先,传统对信息披露动机的研究大多关注企业内部因素和制度环境因素,鲜少关注外部“同伴”的影响,当前为数不多的研究也均以欧美发达国家的资本市场为背景,而国内相关研究相对缺乏。因此,本文借助管理层业绩预告披露这一行为,理论论证了其形成的内在动机,并实证检验了不同情境因素下同伴效应的差异,不仅为打开自愿信息披露动机的“黑箱”提供了增量贡献,还为信息披露相关的同伴效应研究提供了来自新兴市场的经验证据。其次,当前对于同伴效应经济后果讨论相对不足,且得到的结论也不尽一致(Kaustia和Rantala, 2015; Seo, 2021)。为此,在厘清自愿披露同伴效应“前因”的基础上,本文对其“后果”也进行了相应的实证研究,以期检验中国情景下信息披露的同伴效应是否能带来预期的资本市场表现。最后,从实践角度来看,本文对企业自愿性披露同伴效应形成机制、情境因素及经济后果的理论探索和实证分析,对正处于经济转型且快速发展中的中国资本市场来说,特别是在“科创板并试点注册制”的背景下,不仅为企业决策质量的提高、投资者教育及信息披露监管等方面提供有力支持,并且有助于金融风险的防范和促进国内资本市场的健康稳定发展。

二、理论分析与研究假设

(一)同伴效应理论分析

“同伴效应(peer effect)”,早期大多应用于教育学和社会心理学等领域,是指参照组内其他个体的行为决策对某个体的行为或决策产生影响,并表现出与同伴行为保持一致的趋向(Manski, 1993)。可见,所谓同伴效应,其本质上是个体或组织间一种内生的社会效应,强调群体内成员间的互动性影响。随着学者们对同伴效应研究的深入,大量企业管理和公司决策相关问题也借助该逻辑得到了解释。在融资决策方面,Leary和Roberts(2014)、钟田丽和张天宇(2017)发现,个体公司会积极参考同行行为,进而调整自身融资决策;在投资决策方面:Foucault和Fresard(2014)指出,同伴的股票价格也会对个体公司的投资行为产生影响,且信息不完全的公司受到同伴的影响更为明显;在分配决策方面,Popadak(2019)证明了在确定公司股利支付水平及额度时,同伴股利政策是公司参考的重要依据。另外,对于并购决策(万良勇等, 2016)、高管薪酬(赵颖, 2016)、纳税行为(Bird et al, 2018)和高管减持(易志高等, 2019)等企业行为的研究发现,同伴效应确已成为影响企业决策的重要因素之一。

(二)同伴效应的存在性

文献回顾表明,同伴行为已经成为个体决策的重要参照途径。Lieberman和Asaba(2006)在综合了有关同伴效应的前期研究后,将其形成动因归纳为两种作用机制:①信息驱动机制,即同伴行为担任了外部信息供给的角色,个体企业可以选择“搭便车”的方式,观察并学习同伴行为反映出的信息,帮助自身进行决策;②竞争驱动机制,即同伴企业的某种行为,可能会降低个体企业的社会效用,进而影响其竞争能力。因此企业会剖析对手行为背后的动机并进行反击,以维持竞争优势。借鉴上述理论,本文重点从信息学习和竞争激励两方面来分析同伴披露行为对个体企业的影响。

首先,从个体决策层面来说,研究表明,披露决策的制定往往涉及披露的成本和收益(Verrecchia, 2001),尤其是预测类信息,易因宏观经济变化等因素导致的不确定性而产生估计偏差,而预判失误很可能引起股价的下跌,不仅企业可能会因此面临诉讼成本(Bourveau和Schoenfeld, 2017),管理者也将承担声誉损失甚至解雇风险(张天宇和钟田丽, 2019)。因此管理者需要整合内外部信息对披露与否、披露时机、披露精度进行职业判断。然而近年来外部经济环境不确定性加剧,再加上信息披露监管制度尚未健全,使得企业准确估计未来经营状况及政策导向的难度加大,管理者凭借私有信息难以对披露的利弊进行理性权衡,此时良好外部信息环境的支撑就显得尤为重要。而同行企业之间面临相似的市场环境,具有很强的可比性(万良勇等, 2016),且业绩预告的内容和语言均被赋予了自由裁量权,差异化的披露形式更可能蕴藏着多元化的信

息,管理者更愿意通过解读同伴的披露行为来满足他们的信息需求,以此更新或修正他们对预期披露结果的主观信念。此外,同伴披露的大量信息,如自身战略、业绩状况、预期的发展潜力及当前和未来的投资支出等,会改变利益相关者对其他企业的判断和认知。因此对其他企业的决策具有很强的溢出效应(Gigler, 1994)。在此情形下,管理者势必会观察并评估同伴信息,这将指导企业实际决策,以迎合溢出效应带来的影响。由此可以推断,同伴企业披露的业绩预告,使得管理者获取到了有效信息,从而据此相应地调整披露策略,以期降低决策失败带来的风险,这种信息学习行为本质上是管理者基于理性考虑下的一种最优策略选择。

其次,企业组织层面激烈的竞争环境也是促使同伴效应产生的催化剂。信息披露是企业打造竞争力的关键所在,很大程度上决定着企业未来的竞争优势和行业地位。研究表明,同伴自愿披露行为具有一定的信号功能,会在社会声誉和信息透明度等方面对其他企业形成压力效应(Bikhchandani 和 Sharma, 2000),迫使企业提高披露水平以扭转被动局面。就业绩预告而言,是对企业盈利潜力、经营战略的事前规划,以及所在行业的独有风险和前景趋势进行的分析与预测(孟庆斌等, 2017)。当同伴已披露了相关业绩预测信息时,企业若不采取相应的披露行为,很可能被投资者视为是经营业绩欠佳、隐瞒消极信息的表现(Connelly, 2011),不但企业信息不透明度上升,投资者对其未来发展状况的预期也会被扭曲,严重时还会致使企业的诚信和声誉受损,甚至掉入信息披露的“塔西佗陷阱”,丧失竞争优势。特别是,由于资本竞争压力的存在,个体企业将更为重视同伴披露所引致的负面影响,这就使得同类公司的自愿披露意愿显著上升(Lin et al, 2018)。因为当行业中的质优企业积极进行披露时,表明企业对未来财务状况和潜在发展能力充满信心,同时也传递出资本竞争态势加剧的信号。其他经营绩效较好的企业不愿使自身混同于劣等企业而将步质优企业之后尘,主动披露预测信息,向公众展示其潜在竞争优势,加强投资者信心以获得更高的市场估值,在稀缺资本的争夺上取得相对优势(Jung, 2013)。由此可知,同行披露的业绩预告对其他企业而言是一种警示信号。因此管理者势必会密切关注行业竞争对手的行为并据此调整自身相关决策,避免在资本市场竞争中落后于对手。基于此,本文提出假设:

企业业绩预告披露行为会受同行企业的影响,即存在行业同伴效应(H1)。

(三)同伴效应的异质性

由于外部宏观环境与内部财务特征的差异,同伴效应在不同情境下会表现出独有特征。目前我国经济正处于经济、制度转型时期,企业所处的宏观环境日趋复杂,企业将会更加依赖同伴行为产生的支持效应;此外,我国资本市场发展已进入快车道,对外融资依赖强的企业亟需塑造比较优势,在此背景下,企业更应主动回应同伴以缓解融资压力。因此本文从外部宏观环境和企业自身特征两个角度对同伴效应的差异性进行探究。

1. 环境不确定性

宏观环境变化是企业微观行为不容忽视的基础,因而环境不确定性是企业经营过程中需要格外关注的重要外部因素。尽管管理者掌握更多的私有信息,但环境变化过程中伴随的不可预测性和不确定性,都会削弱管理者搜集和判断信息的能力(易志高等, 2019),不足以支撑其对企业经营前景作出准确预测,业绩预告披露的成本收益也因此无法预计,这无疑会增加披露不当的风险。因此管理者将会依赖更多的增益信息帮助自身进行决策。而同伴企业的信息披露行为则可对企业产生示范效应,有助于企业获取额外信息(方军雄, 2012)。对此个体企业有动机加大对同伴的模仿和学习,降低决策风险。此外,个体企业所披露的信息对其相关企业的投资者具有同样信息性,进而会导致关联企业收益的联动(Brochet et al, 2018)。当外部环境不确定性上升时,企业未来盈余水平难以预料,投资者倾向于从其他信息源析取决策所需相关信息,因而信息不对称性会随之加深。尤其是当投资者观察到某经济事件或环境变化对企业有不利影响时,会推测同行也可能面临同样处境,导致信息的负面溢出效应更为明显。此时,为了使市场参与者对企业前景有更为清晰的认识,高管更加有动机跟随同伴进行业绩预告披露,以修正其对企业价值的评估。基于此,本文提出假设:

环境不确定性程度越高,业绩预告披露的同伴效应越明显(H2)。

2. 外部融资依赖

一般而言,企业存在“融资成本效应”(曹亚勇等, 2012),即企业有动机为了降低融资成本主动增加信息披露的强度和质量。若同伴企业主动进行信息披露,向外部信息使用者传递了经营前景良好的信号,而此时个体企业不进行披露,信息使用者就会认为其存在隐瞒负面信息的倾向。因为通常企业不披露预测信息是相对于行业同伴低质量和低透明度的信号,而这往往会带来消极的市场反应(Pirinsky 和 Wang, 2006)。个体企业迫于同伴披露带来的资本市场压力,也会积极发布业绩预告消息,将自身与业绩不佳的同伴区别开来,并且此行为在外部融资依赖程度高的企业中更容易产生,因为企业对外部融资的需求程度越高,外部融资的动机和压力就越大,更可能担心因较于同行信息透明度的劣势和投资者信心降低而导致的资本市场损失(Seo, 2021)。因此其会更倾向于自愿披露以打破与投资者之间的“信息壁垒”,消除投资者疑虑,为企业创造更好的融资环境。基于此,本文提出假设:

外部融资依赖度越高,业绩预告披露受同伴的影响越大(H3)。

(四)自愿披露同伴效应与企业价值

现有文献指出,企业自愿性信息披露行为可以提高企业价值(Lev 和 Penman, 1990)。而企业基于同伴信息披露而采取的相应策略,目的在于尽可能利用(或消除)同伴披露带来的正(或负)外部性影响,实现企业利益的最大化。那么,基于企业自愿披露促进企业价值的前提下,中国情境下的自愿披露同伴效应现象,又会对企业资本市场表现有怎样的影响?是会给公司带来高于同伴的预期产出,还是更坏的资本市场表现呢?

一方面,研究表明,同伴企业高水平的信息披露将促使个体企业提高自身信息披露水平,改善企业信息环境,帮助投资者对企业未来经营业绩和发展潜力进行合理预判,从而便于其进行价值评估。如Seo(2021)指出,由同伴效应引致的自愿披露往往伴随着买卖价差的减小与股票流动性的提高;又如liu和Wu(2016)发现,当同伴披露社会责任信息时,个体企业会积极跟随,这将显著提高个体企业价值;此外,当同伴企业进行高质量披露时,个体企业可通过信息学习和竞争激励等模仿机制,从同伴披露行为中获取决策增量信息,并结合自身盈利预测状况做出积极合理的应对(李殊等, 2021)。可见,同伴效应的良性循环,不仅可以加强企业与市场参与者的信息沟通、修正其对股票的估值,还能够帮助企业根据外部环境的变化做出相应的调整,其价值自然会随之水涨船高。

但另一方面,跟随同伴进行披露的行为对业绩不佳的企业而言很可能是“雪上加霜”,因为业绩预告在强制性报告之外补充提供了短期盈余信息,吸引了投资者对企业短期业绩的关注,增加了企业的股价压力(杨道广等, 2020)。管理者迫于压力,不得不采取牺牲长期发展换取短期收益的“短视行为”,以保证预期盈余承诺的实现。更为严重的是,当一个企业积极披露时,同行迫于竞争压力,可能会盲目跟风进行披露,导致信息内容冗余繁杂、质量良莠不齐,长此以往,内生互动的积聚会使得低质量会计信息在企业之间甚至整个资本市场中蔓延,最终降低了企业下一周期的估值(冯玲和崔静, 2019)。此时,在“短视行为”与“同伴效应”的双重影响下,信息披露的积极效应被反向作用所抑制,最终对企业未来价值产生负面影响。基于此,本文提出假设:

业绩预告披露的同伴效应会增加企业未来价值(H4a);

业绩预告披露的同伴效应会降低企业未来价值(H4b)。

本文假设关系如图1所示。

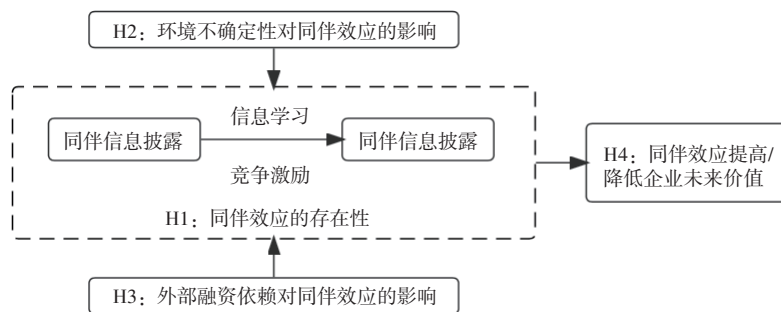


图1 研究假设关系图

三、研究设计

(一)样本选择及数据来源

本文拟选取2010—2019年沪深A股上市公司作为研究样本,所涉及的信息披露数据(管理层业绩预告)、财务数据、公司治理数据主要来自锐思及国泰安数据库。为确保数据的有效性,遵循以下规则进行筛选

剔除;①剔除 ST(special treatment)类公司;②剔除金融业、保险业的上市公司;③剔除主要财务数据缺失的样本;④剔除年度行业内公司数目小于 5 的样本,最终得到 14548 个年度行业观察值。此外,为消除极端值对结果的干扰,本文对所有的连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。

(二)主要变量定义

1. 被解释变量

现阶段,国外学者们在对自愿性披露水平进行衡量时,主要采用管理层盈余预测指标进行替代。与国外相比,国内有关管理层预测消息的制度建立起步较晚且类型较特殊,但在相关研究中,管理层盈余预测一般对应着我国业绩预告制度。有关政策规定,除特殊情况外,是否披露业绩预告可由上市公司自主决定。因此目前正处于由强制性披露逐渐向自愿性披露过渡的阶段。本文根据业绩预告制度规定并参考现有研究(袁振超和岳衡, 2014),将类型为“扭亏”“续亏”“首亏”“预减”(减少 50% 以上)、“预增”(增加 50% 以上)的业绩预告定义为强制性披露,将类型为“略增”“略减”“续盈”的业绩预告定义为自愿性披露。经手动筛选后,以自愿性预告样本为基础,以业绩预告发布频数来衡量企业自愿性披露水平($FREQ$)。

2. 解释变量

参照陆蓉等(2017)的做法,本文指定同伴企业为与个体 i 处于同一行业的所有企业。行业分类采用 2012 年证监会行业分类标准,其中制造业因公司数量占比较大,为防止将不同经营范围的公司划分为同伴。因此细分到次类。以去除本企业后同年度该行业其他企业发布业绩预告频数的均值衡量同伴企业平均披露水平(P_FREQ)。

3. 分组变量

(1)环境不确定性。参考 Ghosh 和 Olsen(2009)的做法,首先构建模型(1),剔除销售收入中稳定成长部分的影响:

$$Sales = \lambda_0 + \lambda_1 Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中: $Sales$ 为企业的销售收入; $Year$ 为年份;回归后得到的 ε 即为企业过去 5 年非正常销售收入。其次,计算企业过去 5 年非正常销售收入标准差与正常销售收入的平均值,再将标准差除以平均值,得到未经调整的环境不确定性。再次,把年度行业内企业所有未经调整的环境不确定性的中位数定义为行业环境不确定性。最后,将未经调整的环境不确定性与行业环境不确定性相除,得到环境不确定性变量(EU)。

(2)外部融资依赖。借鉴 Duchin et al(2009)的方法构建模型:

$$EFD = \frac{Capitalout - Cashflow}{capitalout} \quad (2)$$

其中: EFD 代表企业外部融资依赖程度; $Capitalout$ 表示资本支出; $Cashflow$ 表示调整后的经营现金流。其中资本支出=构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额;调整后的经营现金流=经营性现金流+存货的减少+应收账款的减少+应付账款的增加。

4. 工具变量

运用计量模型识别公司决策的同伴效应存在以下两个问题:第一,同伴效应的实质是个体与同伴之间的内生互动关系,焦点个体受到同伴组内其他所有个体的影响,但其自身行为同时也可以影响其他个体。因此无法仅从数据上对同伴行为的“因”或“果”进行区分。由于互为因果的关系存在,即 Mansik(1993)所述的映射问题,使得模型中同伴效应的参数无法有效识别。第二,个体公司和同伴公司面临相似的制度环境或具有相似的行业特征,这些行业特征变量作为遗漏变量,若与解释变量相关,就会产生内生性问题。因此行为决策相似性很可能是来源于宏观经济变化或外部冲击,而不一定是同伴效应造成的(易志高等, 2019)。

对此,本文借鉴 Leary 和 Roberts(2014)的做法,使用优化后同伴企业的股票特质收益率作为工具变量,以解决内生性问题。首先,管理层的自愿披露策略会受到股票价格波动的影响,如市场风险较大(较高的股票收益波动率)的公司发布盈余预测的可能性会大大降低(Sletten, 2012)。这就满足了工具变量的相关性。其次,特质收益率仅包含股票的个体信息。因此,同伴公司的平均股票特质收益率将不含有影响整个市场和行业的因素,保证了工具变量的外生性。

模型主要变量具体定义见表 1。

表1 变量定义与计算方式

变量名称	变量符号	变量说明
个体企业披露水平	$FREQ_{ijt}$	企业当年发布业绩预告的频数
同伴企业披露水平	P_FREQ_{-ijt}	同伴(本企业除外)发布业绩预告频数的均值
企业规模	$Size_{ijt}$	总资产的自然对数
资产收益率	Roa_{ijt}	净利润/平均总资产
资产负债率	Lev_{ijt}	总负债/总资产
成长性	Gro_{ijt}	销售收入增长率
独立董事比例	Ind_{ijt}	独立董事人数/董事会人数
机构持股比例	$Inst_{ijt}$	机构持股数量/流通股数量
管理者持股比例	Own_{ijt}	管理者持有公司股票数量与总股本的比值
股权集中度	$Hold_{ijt}$	年末第一大股东持股比例
环境不确定性	EU_{ijt}	见模型(1)及其说明
外部融资依赖	EFD_{ijt}	见模型(2)及其说明
企业价值	$TobinQ_{ijt}$	(年末流通股市值+非流通股市值+长期负债合计+短期负债合计)/年末总资产
特质股票收益率	SYL_{ijt}	参照 Leary 和 Robert (2014)
行业	Ind_j	行业哑变量
年份	$Year_t$	年份哑变量

(三)模型设定

为验证假设1,本文借鉴 Leary 和 Roberts (2014)等人的做法构建线性均值结构式模型(3),并分别采用混合最小二乘法,两阶段最小二乘法对行业同伴在个体企业信息披露决策中的作用进行检验。模型具体构建如下:

$$FREQ_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 P_FREQ_{-ijt} + \sum \beta_2 CV_{ijt} + \delta Ind_j + \phi Year_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中: i 、 j 和 t 分别对应企业、行业和年度; $-i$ 表示同行业的其他企业; $FREQ_{ijt}$ 为个体企业自愿披露水平; P_FREQ_{-ijt} 为同伴企业自愿披露水平; CV_{ijt} 为控制变量,具体包括财务特征变量如资产收益率(Roa)、资产负债率(Lev)、企业规模($Size$)、成长性(Gro)及治理结构变量如管理层持股比例(Own)、机构持股比例($Inst$)、独立董事比例(Ind)、股权集中度($Hold$)等变量; ε_{ijt} 表示随机干扰项。模型还分别对行业和年份效应进行了控制,并使用稳健标准误差对回归结果进行调整。模型中 β_0 代表截距项; β_1 度量了同伴披露行为对个体企业影响的方向和大小,若其显著为正,表示个体企业披露受同伴的显著影响,即存在同伴效应; β_2 代表控制变量对个体企业披露水平影响的方向和大小; δ 与 ϕ 分别代表行业、年份变量对个体企业披露水平的影响。

为检验假设2和假设3,本文采用分组检验的方法来验证环境不确定性和外部融资依赖对同伴效应程度的影响。首先,根据上文提到的方法计算环境不确定性(EU)与外部融资依赖(EFD),求出其各年度行业的均值。其次通过比较个体企业与年度行业均值,将全样本分为环境不确定性强(外部融资依赖强)和环境不确定性弱(外部融资依赖弱)两个子样本。最后将各个子样本按照模型(3)进行分组回归。

为验证假设4,本文参考李秋梅和梁权熙(2020)的思路,构建模型(4)进行检验:

$$\frac{TobinQ_{ijt+1}}{TobinQ_{ijt+2}} = \lambda_0 + \lambda_1 FREQ_{ijt} + \lambda_2 P_FREQ_{-ijt} + \lambda_3 FREQ_{ijt} \times P_FREQ_{-ijt} + \sum \lambda_4 CV_{ijt} + \delta Ind_j + \phi Year_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中:考虑到自愿性披露的影响需要通过市场调节,在一个较长的时间段中反映出来,本文将 $t+1$ 、 $t+2$ 期的企业价值($TobinQ_{ijt}$)纳入研究模型,同时引入了个体企业披露水平($FREQ_{ijt}$)、同伴企业披露水平(P_FREQ_{-ijt})及其交乘项($FREQ_{ijt} \times P_FREQ_{-ijt}$)。具体地,通过交乘项 $FREQ_{ijt} \times P_FREQ_{-ijt}$ 的系数来捕捉自愿披露同伴效应对企业未来价值的影响。

四、实证结果及分析

(一)描述性统计

本文对主要变量进行了描述性统计,结果见表2。2010—2019年间,中国上市公司业绩预告披露频数的均值为2.022,整体自愿披露意愿较为积极,然而样本公司中披露频数最小为0,最大值为10,说明公司间自愿披露水平参差不齐。同伴披露频数的均值为2.018,标准差为0.923,可见同行公司自愿披露情况与个体公司差别不大,具有与同伴披露行为一致的趋向性。此外,从财务特征变量来看,总资产收益率(Roa)和成长

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$FREQ_{it}$	14548	2.022	2.043	0.000	10.000
P_FREQ_{it}	14548	2.018	0.923	0.000	5.125
$Size_{it}$	14548	22.053	1.209	19.897	25.830
Roa_{it}	14548	0.042	0.067	-0.153	0.221
Lev_{it}	14548	0.577	0.285	0.073	1.200
Gro_{it}	14548	0.196	0.374	-0.440	2.189
Ind_{it}	14548	0.373	0.053	0.333	0.571
$Inst_{it}$	14548	0.259	0.233	0.000	0.849
Own_{it}	14548	0.097	0.112	0.000	0.594
$Hold_{it}$	14548	0.400	0.160	0.084	0.742
EU_{it}	14548	0.178	0.476	0.001	3.895
EFD_{it}	14548	21.668	1.133	18.931	26.800
Tobin Q_{it}	14856	2.911	0.962	1.268	5.840
SYL_{it}	14856	0.028	0.046	-0.122	0.256

性(Gro)的均值分别为 0.042 和 0.196,表明大多数公司经营处于增长阶段,其生产经营活动一般存在较大的波动性,管理层更倾向进行业绩预告披露,从而稳定利益相关者信心,提升企业形象。其他变量的分布均在合理范围内。

(二)实证结果分析

1. 同伴效应存在性检验

(1)基本回归检验。表 3 中的列(1)汇报了针对假设 1 的基本回归结果。结果显示,同伴平均披露水平的回归系数为 0.197,在 1% 的水平上显著,表明企业业绩预告披露行为存在同伴效应。同时,列(2)汇报了加入工具变量后的回归结果,工具变量通过了相关性和外生性检验,且主要解释变量系数为 1.143,在 1% 的水平上显著,这与原有结论一致。此外,控制内生性后,同伴企业披露水平对个体企业披露水平的影响甚至超过了其他财务特征和治理特征因素。以上结果均说明同伴自愿披露行为是个体企业的披露水平的重要影响因素,假设 1 得以验证。

在此基础上,根据同伴发布业绩预告的性质(预增或预减)将样本分为两组进行回归,结果表明,业绩预告披露的同伴效应具有显著不对称性:当多数同伴发布积极的预测时,企业迫于竞争压力,会积极地与其行为保持一致,增加披露次数。因此 $FREQ$ 与 P_FREQ 在 1% 水平上显著正相关;而当多数同伴披露消极信息时,企业面临的资本市场压力较小,无需跟随同伴调整披露政策。故而 $FREQ$ 与 P_FREQ 呈正相关,但不显著。

表 3 同伴效应的存在性检验

样本	全样本 (OLS)	全样本 (2SLS)	好消息组 (OLS)	好消息组 (2SLS)	坏消息组 (OLS)	坏消息组 (2SLS)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
P_FREQ_{it}	0.197*** (4.39)	1.143*** (2.95)	0.307*** (5.55)	1.258*** (2.86)	0.0700 (0.97)	1.161 (1.31)
$Size_{it}$	-0.308*** (-17.74)	-0.234* (-5.63)	-0.381*** (-17.81)	-0.317*** (-6.88)	-0.308*** (-9.89)	-0.223*** (-7.31)
Roa_{it}	0.589** (2.53)	0.590 (1.40)	-0.438 (-1.51)	-0.486 (-1.05)	0.952** (2.44)	0.770* (1.92)
Lev_{it}	-1.478*** (-23.54)	-1.134*** (-4.43)	-1.053*** (-12.18)	-0.678* (-1.94)	-1.040*** (-9.69)	-0.986*** (-3.79)
Gro_{it}	0.168*** (4.40)	0.146*** (3.20)	-0.0450 (-0.99)	-0.095** (-2.14)	0.273*** (4.14)	0.367* (1.76)
Ind_{it}	0.204 (0.75)	0.042 (0.08)	0.779** (2.38)	0.550 (0.89)	-0.992** (-2.24)	-0.919* (-1.91)
$Inst_{it}$	-0.262*** (-3.45)	-0.145 (-1.22)	-0.325*** (-3.63)	-0.256* (-1.81)	-0.131 (-0.93)	0.0910 (0.31)
Own_{it}	0.706*** (5.00)	0.480 (1.40)	0.507*** (3.14)	0.275 (0.74)	1.077*** (4.00)	0.664 (1.04)
$Hold_{it}$	0.991*** (6.93)	0.817*** (4.31)	0.867*** (4.96)	0.755*** (4.12)	1.785*** (7.11)	0.596 (0.84)
$cons$	7.161*** (19.90)	5.128*** (3.31)	8.515*** (18.88)	6.638*** (3.81)	6.776*** (11.29)	4.589*** (3.35)
Anderson canon. Corr. LM 统计量		24.074 [0.000]		19.678 [0.000]		9.326 [0.002]
Cragg-Donald Wald F 统计量		24.096 [16.38]		19.697 [16.38]		19.247 [16.38]
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	14548	14548	10059	10059	4489	4489
Adjusted R^2	0.269	0.228	0.298	0.262	0.201	0.151

注:***、**、*分别表示满足 1%、5%、10% 的显著性水平;()内为 t 值;[]内数值为相应统计量的 P 值;|| 内为 Stock-Yogo 检验 10% 水平的临界值。

2. 同伴效应情境因素检验

(1)环境不确定性。表4结果表明,无论是基本回归还是加入工具变量后的回归,在环境不确定性程度较高的样本中,同伴效应估计系数都在1%的水平上显著为正,分别为0.286和0.380,而在不确定性程度较低的样本中,同伴效应系数则均不显著。这表明业绩预告披露的同伴效应在环境不确定性程度大时表现的更为明显。该结果验证了研究假设2。当环境不确定性较大时,势必影响到管理者与投资者对企业预期盈利研判的准确性。因此不仅管理者需要依赖同伴披露的增益信息以权衡利弊进行决策,且市场投资者也会根据同伴企业披露行为改变其投资决策。此时个体企业的披露行为更容易受到同伴的影响。

表4 环境不确定性与同伴效应

样本	高不确定性程度组		低不确定性程度组	
	(OLS)	(2SLS)	(OLS)	(2SLS)
	(1)	(2)	(3)	(4)
P_FREQ_{-ijt}	0.286*** (4.56)	0.380*** (3.09)	0.018 (0.29)	0.132 (0.95)
$Size_{ijt}$	-0.389*** (-16.72)	-0.390*** (-16.80)	-0.327*** (-11.96)	-0.327*** (-11.98)
Roa_{ijt}	-0.734** (-2.29)	-0.742** (-2.33)	1.188*** (3.59)	1.177*** (3.57)
Lev_{ijt}	-1.061*** (-11.04)	-1.061*** (-11.07)	-1.088*** (-11.53)	-1.084*** (-11.55)
Gro_{ijt}	-0.100** (-2.11)	-0.100** (-2.12)	0.286*** (4.66)	0.284*** (4.64)
Ind_{ijt}	0.954*** (2.71)	0.947*** (2.70)	-0.741* (-1.86)	-0.731* (-1.84)
$Inst_{ijt}$	-0.468*** (-4.87)	-0.466*** (-4.86)	0.033 (0.27)	0.030 (0.25)
Own_{ijt}	0.341** (2.00)	0.338** (1.99)	1.119*** (4.63)	1.117*** (4.65)
$Hold_{ijt}$	0.671*** (3.52)	0.661*** (3.47)	1.907*** (8.67)	1.897*** (8.66)
$cons$	8.936*** (17.89)	8.957*** (17.98)	7.180*** (13.30)	7.154*** (13.26)
行业/年份	控制	控制	控制	控制
N	8485	8485	6063	6063
Adjusted R^2	0.306	0.306	0.205	0.204

注:***、**、*分别表示满足1%、5%、10%的显著性水平;()内为 t 值。

(2)外部融资依赖。根据表5的列(1)和列(2)可知,对外融资依赖程度较高的企业,同伴效应估计系数分别为0.415、1.217且均显著为正;而在列(3)和列(4)中,当企业对外融资依赖程度较低时,个体企业披露与同伴披露的关系较弱,基本回归和工具变量回归的估计系数均未通过显著性检验。结果证明,同行企业的业绩预告披露会对个体企业的资本市场收益产生消极影响。因此企业有动力改变其披露策略以回应同伴的披露行为,从而降低融资成本。因此假设3得证:业绩预告披露的同伴效应在不同对外融资依赖程度中存在显著差异,融资依赖程度高,同伴披露行为对个体企业的影响就越大。

表5 外部融资依赖与同伴效应

样本	高融资依赖程度组		低融资依赖程度组	
	(OLS)	(2SLS)	(OLS)	(2SLS)
	(1)	(2)	(3)	(4)
P_FREQ_{-ijt}	0.415*** (6.85)	1.217** (2.51)	0.0253 (0.38)	2.624 (1.16)
$Size_{ijt}$	-0.343*** (-14.27)	-0.310*** (-7.09)	-0.396*** (-15.05)	-0.381*** (-11.97)
Roa_{ijt}	-0.595* (-1.83)	-0.707 (-1.34)	0.748** (2.21)	0.642* (1.69)
Lev_{ijt}	-1.044*** (-10.49)	-0.684 (-1.48)	-1.030*** (-11.06)	-0.984*** (-9.11)
Gro_{ijt}	-0.122** (-2.40)	-0.167*** (-3.16)	0.269*** (4.83)	0.223*** (3.15)
Ind_{ijt}	0.553 (1.49)	0.338 (0.39)	-0.274 (-0.72)	-0.147 (-0.35)
$Inst_{ijt}$	-0.332*** (-3.33)	-0.299* (-1.91)	-0.186 (-1.61)	-0.219* (-1.75)
Own_{ijt}	0.234 (1.28)	0.135 (0.33)	1.221*** (5.69)	1.164*** (5.09)
$Hold_{ijt}$	0.540*** (2.76)	0.593*** (3.74)	2.192*** (10.27)	1.925*** (5.87)
$cons$	0.219 (1.01)	0.117 (0.62)	0.376** (2.57)	0.112 (0.61)
行业/年份	控制	控制	控制	控制
N	7712	7712	6836	6836
Adjusted R^2	0.333	0.308	0.214	0.093

注:***、**、*分别表示满足1%、5%、10%的显著性水平;()内为 t 值。

3. 同伴效应与企业价值

表6中的列(1)、列(3)结果显示,企业业绩预告的披露行为有助于未来价值的提高;列(2)、列(4)表明,无论是 $t+1$ 还是 $t+2$ 时期,交互项 $FREQ_{ijt} \times P_FREQ_{-ijt}$ 的回归系数均显著为正,说明业绩预告披露的同伴效应对企业未来价值的提高有促进作用。可见,在我国企业信息透明度低、公司治理不完善的现实背景下,市场

参与者亟需更多渠道了解企业的经营实情(杨道广等, 2020)。因此个体企业信息披露水平的提升,可改善企业信息透明度,显著降低市场参与者的投资风险,促进股价上扬;同时,由同伴效应引致的自愿披露行为,是企业根据同伴行为变化做出的相应调整,这将缓解企业与市场参与者间的信息失调度,修正其对企业的价值评估。由此可以预期,自愿信息披露的同伴效应在我国更可能对个体企业价值发挥正面效用。H4a 得以验证。

表 6 同伴效应对企业价值的影响

因变量	$TobinQ_{ijt}$	$TobinQ_{ijt}$	$TobinQ_{ijt}$	$TobinQ_{ijt}$
时期	$t+1$	$t+1$	$t+2$	$t+2$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$FREQ_{ijt}$	0.013*** (4.77)	0.025*** (3.11)	0.009*** (2.73)	0.038*** (3.99)
P_FREQ_{ijt}		0.021** (2.15)		0.065*** (5.50)
$FREQ_{ijt} \times P_FREQ_{ijt}$		0.011*** 3.42		0.012*** (2.93)
$Size_{ijt}$	-0.218*** (-35.70)	-0.134*** (-13.36)	-0.246*** (-35.22)	-0.296*** (-25.85)
Roa_{ijt}	-0.783*** (-10.41)	-0.594*** (-4.21)	-0.721*** (-8.52)	-0.663*** (-4.14)
Lev_{ijt}	0.201*** (9.18)	0.320*** (7.79)	0.151*** (6.08)	0.227*** (4.86)
Gro_{ijt}	0.083*** (5.93)	-0.059** (-2.39)	0.021 (1.32)	0.036 (1.28)
Ind_{ijt}	0.239*** (2.71)	0.178 (1.07)	0.248** (2.41)	0.512** (2.54)
$Inst_{ijt}$	0.042* (1.69)	-0.637*** (-15.32)	0.003 (0.11)	0.094 (1.59)
Own_{ijt}	0.838*** (15.88)	1.725*** (17.68)	0.079 (1.57)	0.0760 (0.81)
$Hold_{ijt}$	0.178*** (3.93)	-0.202*** (-2.95)	0.518*** (9.93)	1.673*** (20.74)
$cons$	6.833*** (54.01)	5.519*** (25.72)	7.368*** (50.63)	8.192*** (33.36)
行业/年份	控制	控制	控制	控制
N	11030	11030	8810	8810
Adjusted R^2	0.765	0.160	0.781	0.144

注:***、**、*分别表示满足 1%、5% 和 10% 的显著性水平;括号内为 t 值。

(三) 稳健性检验

(1) 改变自愿性信息披露的度量方式。以管理层业绩预告作为自愿披露的衡量指标,虽然在使用上更为灵活,但其披露更侧重于服务资本市场定价的目的。因此本文参考李慧云等和刘镝(2016)提出的方式,构建自愿性信息披露指数(VDI)来表示披露水平,此种方式对自愿披露水平的衡量更为全面,也更具有广泛代表性。以个体公司的披露指数作为被解释变量,以同伴(本企业除外)披露指数的均值(P_VDI)作为主要解释变量对以上实证结果重新进行检验,同伴效应依然显著存在,表明同伴效应不仅限于某种特定的披露方式,而是适用于更广泛的自愿披露决策。

(2) 以往关于同伴效应的研究中,除了同伴企业特征的均值以外,同伴企业特征的中值也可作为同伴企业特征的衡量指标。在此处的稳健性检验中,本文借鉴 Manski(1993)的做法,将同伴企业的衡量指标由上文中的均值换为中值进行检验。中值用除去企业自身的所有其他企业的指标排序的中间值或中间两个值的平均数表示。回归后,主要结论未发生实质性改变。

(3) 为了进一步缓解内生性相关的问题,本文将工具变量法得到的同伴效应估计值与有限信息最大似然得到的同伴效应估计值进行了比较,如果前者与后者的估计结果相似,就表明该工具是有效的。结果表明,两种估计结果基本一致,证实了工具变量的相关性和有效性。

(4) 根据 Seo(2021)的研究,存在另一种替代性解释,自愿披露的同伴效应可能是由同伴的其他竞争行为而不是同伴企业的披露行为所驱动。为了进一步排除这种替代性解释的干扰,本文基于两阶段最小二乘法(2SLS)进行了测试,其中内生变量是同伴企业投资。结果显示,同伴企业的投资决策不会影响个体企业的披露行为,这表明在当前研究背景下,同伴企业的其他行动对个体企业披露行为的影响作用微乎其微。

五、结论与启示

自愿性披露作为资本市场信息来源的重要组成部分,因其能够提高企业信息透明度、产生良好经济效果,而受到市场参与者的密切关注。尽管自愿性披露可为企业带来诸多好处,但披露的负面影响又可能会使得企业存在隐瞒信息的倾向。因此,企业自愿性信息披露研究的一个主要目的是找出其披露或抑制信息的背后诱因。当前,学者已从企业内部特征和外部环境等多重视角对自愿披露的影响因素进行分析,但鲜少有研究关注企业信息披露中的互动性影响。本文基于同伴效应视角,利用 2010—2019 年沪深 A 股上市公司业

业绩预告的样本数据,重点考察了同行披露水平对个体企业披露行为的影响、异质性及其经济后果。实证结果显示,我国企业的信息披露行为存在行业同伴效应,即管理者出于获取决策信息和保持竞争优势的目的,会将同伴行为作为自身决策的重要参照;而且上述行为在环境不确定性程度强和外部融资依赖程度高的企业中表现的更为明显;此外,业绩预告披露的同伴效应可以促使企业提高信息披露水平,进而提升企业未来价值。

上述结论为业界提供了诸多研究启示。同伴企业与个体企业的信息披露选择是一个内生互动的过程,学习与竞争机制在其中起到了重要推动作用。进一步的,同伴效应引致的自愿披露行为,不仅有助于个体企业信息透明度的改善,还间接促进了整个行业信息披露水平的提升,对企业、行业的高质量持续发展都大有裨益。对此,决策者、投资者、监管者等市场参与主体需同心协力,借助同伴的力量推动个体企业甚至整个行业信息披露水平的提高。具体的:

首先,管理层在确保企业竞争性信息不被泄露的情况下应主动进行信息披露,若企业信息披露经验匮乏,管理层可依据同行披露水平制定自身披露决策,如此不仅能有效避免决策失误导致的负面影响,也更好地发挥了信息披露的信号传递作用,降低同伴披露带来的竞争压力。但与此同时,主动披露并非多多益善,冗余、繁杂的低质量信息对于信息使用者可能是障碍而非工具。因此管理层应重视企业信息的披露质量,在综合考虑宏观环境和成本收益后进行审慎披露,防止“信息溢出”效应造成企业间的不良互动。控制其可能带来的风险堆积。

其次,信息学习与竞争激励是同伴效应产生的重要机制,这说明信息披露同伴效应实际上包含了个体面对复杂竞争环境、风险收益抉择时的理性考量,对此,相关监管部门需借助同伴间信息的互动传播,推动良好披露风气的形成。因为当一个企业提高其披露水平和质量时,实际上同时增加了其他同伴信息披露的压力,从而使得整个行业的信息披露水平得到改善。然而不排除一些管理者并未根据企业实际发展情况盲目跟从同伴企业进行信息披露,这将危及企业自身发展甚至资本市场的稳定运行。因此监管机构要加大监管力度,强化法律法规约束,完善多层次的惩罚体系,尽可能提升信息披露的违规成本和风险,促使企业信息披露趋向合规性。此外,监管部门可以借助企业间的同伴效应提高监管效率。情境因素检验表明,环境的不确定性和对外部融资的依赖将促使企业更加重视同伴的披露行为。因此相关部门要重点关注对各行业中外融资依赖较强的企业,尤其是在外部经济形势不明朗时,要格外关注此类企业的信息披露行为,加强对其披露动向的监管,以达到事半功倍的监管效果。

最后,对于中小投资者而言,本文最重要的启示就是揭示了行业内企业披露行为自愿是相互联系的,正是由于披露行为的内生互动性,企业披露的冗杂信息可能会干扰不成熟投资者的决策判断,引发跟风炒作,导致股价波动。因此,投资者应深刻认识和理解自愿性披露背后的运作机理及其所带来的影响和冲击,当投资某些行业如高科技行业的上市公司时,不仅需要理性判断其盈余信息的质量,还应当留意这些行业中企业间行为决策的相互影响,结合行业内其他企业披露的信息,才能较为全面地了解企业的披露意图,从而明确其投资价值以避免投资亏损。

参考文献

- [1] 曹亚勇,王建琼,于丽丽,2012.公司社会责任信息披露与投资效率的实证研究[J].管理世界,28(12):183-185.
- [2] 方军雄,2012.企业投资决策趋同:羊群效应抑或“潮涌现象”?[J].财经研究,38(11):92-102.
- [3] 冯玲,崔静,2019.上市公司会计信息质量同群效应及其经济后果——基于社会网络互动模型的研究[J].当代财经,(11):118-129.
- [4] 李慧云,刘镡,2016.市场化进程、自愿性信息披露和权益资本成本[J].会计研究,(1):71-78,96.
- [5] 李秋梅,梁权熙,2020.企业“脱实向虚”如何传染?——基于同群效应的视角[J].财经研,46(8):140-155.
- [6] 李姝,杜亚光,张晓哲,2021.同行MD & A语调对企业创新投资的溢出效应[J].中国工业经济,(3):137-155.
- [7] 陆蓉,常维,2018.近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”[J].金融研究,(8):172-189.
- [8] 陆蓉,王策,邓鸣茂,2017.我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J].经济管理,39(1):181-194.
- [9] 罗炜,朱春艳,2010.代理成本与公司自愿性披露[J].经济研究,(45):143-155.
- [10] 孟庆斌,杨俊华,鲁冰,2017.管理层讨论与分析披露的信息含量与股价崩盘风险——基于文本向量化方法的研究[J].中国工业经济,(12):132-150.
- [11] 万良勇,梁婵娟,饶静,2016.上市公司并购决策的行业同群效应研究[J].南开管理评论,19(3):40-50.
- [12] 王惠芳,2005.上市公司盈利预测信息自愿性披露实证研究——来自1090家中国上市公司中期报告的证据[J].山西

- 财经大学学报, (4): 138-140.
- [13] 杨道广, 王佳妮, 陈汉文, 2020. 业绩预告: “压力”抑或“治理”——来自企业创新的证据[J]. 南开管理评论, 23(4): 107-119.
- [14] 易志高, 李心丹, 潘子成, 2019. 公司高管减持同伴效应与股价崩盘风险研究[J]. 经济研究, (11): 54-70.
- [15] 袁振超, 岳衡, 2014. 代理成本、所有权性质与业绩预告精确度[J]. 南开管理评论, 17(3): 49-61.
- [16] 张天宇, 钟田丽, 2019. 基于学习行为的资本结构同伴效应实证研究[J]. 管理科学, 32(2): 94-107.
- [17] 赵颖, 2016. 中国上市公司高管薪酬的同群效应分析[J]. 中国工业经济, (2): 114-129.
- [18] 钟田丽, 张天宇, 2017. 我国企业资本结构决策行为的“同伴效应”——来自深沪两市 A 股上市公司面板数据的实证检验[J]. 南开管理评论, 20(2): 58-70.
- [19] ALI A, KLASA S, YEUNG P E, 2014. Industry concentration and corporate disclosure policy[J]. Journal of Accounting and Economics, 58(2): 240-264.
- [20] BADERTSCHER B, SHROFF N, WHITE H D, 2013. Externalities of public firm presence: Evidence from private firms' investment decisions[J]. Journal of Financial Economics, 109(3): 682-706.
- [21] BIKHCHANDANIS, SHARMA S, 2000. Herd behavior in financial markets[J]. IMF Staff Papers, 47(3): 279-310.
- [22] BIRD A, EDWARDS A, RUCHTI T G, 2018. “Taxes and peer effects”[J]. Accounting Review, 93(5): 97-117.
- [23] BOURVEAU T, SCHOENFELD J, 2017. Shareholder activism and voluntary disclosure[J]. Review of Accounting Studies, 22(3): 1307-1339.
- [24] BROCHET F, KOLEV K, LERMAN S, 2018. Information transfer and conference calls[J]. Review of Accounting Studies, 23(3): 907-957.
- [25] CHEN S P, DEFOND M L, PARK C W, 2002. Voluntary disclosure of balance sheet information in quarterly earnings announcements[J]. Journal of Accounting and Economics, 33(2): 229-251.
- [26] CONNELLY B L, 2011. Signaling theory: A review and assessment[J]. Journal of Management, 37(1): 39-67.
- [27] DOUGAL C, PARSONS C A, TITMAN S, 2015. “Urban vibrancy and corporate growth”[J]. Journal of Finance, 70(1): 163-210.
- [28] DUCHIN R, OZBAS O, SENSOY B A. 2009. Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis[J]. Journal of Financial Economics, 97(3): 418-435.
- [29] FOUCAULT T, FRESARD L, 2014. Learning from peers' stock prices and corporate investment[J]. Journal of Financial Economics, 111(3): 554-577.
- [30] FRENKEL S, GUTTMAN I, KREMER I, 2020. The effect of exogenous information on voluntary disclosure and market quality[J]. Journal of Financial Economics, 138(1): 176-192.
- [31] GHOSH D, OLSEN L, 2009. Environmental uncertainty and managers' use of discretionary accruals [J]. Accounting Organizations & Society, 34(2): 188-205.
- [32] GIGLER F B, 1994. Self-enforcing voluntary disclosures[J]. Journal of Accounting Research, 32(2): 224-240.
- [33] GIGLER F B, HEMMER T, 2001. Conservatism, optimal disclosure policy, and the timeliness of financial reports[J]. The Accounting Review, 76(4): 471-493.
- [34] JUNG M J, 2013. Investor overlap and diffusion of disclosure practices[J]. Review of Accounting Studies, 18(1): 167-206.
- [35] KAUSTIA M, RANTALA V, 2015. Social learning and corporate peer effects[J]. Journal of Financial Economics, 117(3): 653-669.
- [36] LEARY M T, ROBERTS M R, 2014. Do peer firms affect corporate financial policy? [J]. Journal of Finance, 69(1): 139-178.
- [37] LEV B, PENMAN S H, 1990. Voluntary forecast disclosure, nondisclosure, and stock prices[J]. Journal of Accounting Research, 28(1): 49-76.
- [38] LIEBERMAN M B, ASABA S, 2006. Why do firms imitate each other? [J]. Academy of Management Review, 31(2): 366-385.
- [39] LIU S B, WU D, 2016. Competing by conducting good deeds: The peer effect of corporate social responsibility[J]. Finance Research Letters, 16(6): 47-54.
- [40] LIN Y, MAO Y, WANG Z, 2018. Institutional ownership, peer pressure and voluntary disclosures [J]. The Accounting Review, 93(4): 283-308.
- [41] MANSKI C F, 1993. Endogenous social effects: The reflection problem [J]. The Review of Economic Studies, 60(3): 531-543.
- [42] PIRINSKY C, WANG Q, 2006. Does corporate headquarters location matter for stock returns? [J]. Journal of Finance, 61(4): 1991-2015.
- [43] POPADAK J A, 2019. “Dividend payments as a response to peer influence”[J]. Journal of Financial Economics, 131(3): 549-570.
- [44] SEO H, 2021. Peer effects in corporate disclosure decisions[J]. Journal of Accounting and Economics, 71(1): 331-395.

- [45] SHROFF N, VERDI R S, YOST B P, 2017. When does the peer information environment matter[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 64(2): 183-214.
- [46] SHROOF N A, SUN X H, ZHANG W W, 2013. Voluntary disclosure and information asymmetry: Evidence from the 2005 securities offering reform[J]. *Journal of Accounting Research*, 51(5): 148-172.
- [47] SLETTEN E, 2012. The effect of stock price on discretionary disclosure[J]. *Review of Accounting Studies*, 17(1): 96-133.
- [48] VERRECCHIA R E, 2001. Essays on disclosure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1): 97-180.

“Peer effect”in Corporate Voluntary Disclosure Behavior: Evidence from Management Earnings Forecasts

Yi Zhigao, Zhang Ye

(School of Business, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

Abstract: Information disclosure is related to the operation quality and healthy development of the entire capital market. However, most studies mainly focus on the influence of its internal factors and institutional environment, but consider the interaction between corporations less. With the analysis logic of the peer effect, taking the earning forecasts issued by A-share listed companies from 2010 to 2019 as a sample, the formation mechanism, situational factors and economic consequences of voluntary disclosure interaction among corporations were explored. The results show that earnings forecasts made by industry peers induce firm disclosure; and there exists differences within this kind of peer effect: corporations with high environmental uncertainty and strong external financing reliance are more susceptible to peer disclosure; in addition, The disclosure behavior caused by the peer effect can increase the future value of the corporations. Not only can this research provide a new explanation for the strategic information disclosure, but also helps to improve disclosure management capabilities of corporations, which has important practical significance for strengthening information disclosure supervision and preventing financial risk prevention.

Keywords: earnings forecasts; peer effect; environmental uncertainty; financing dependence; corporation value