

同行自愿披露对企业盈余管理的影响

——来自自愿性业绩预告的证据



王 彩¹ 李晓慧²

(1. 浙江财经大学会计学院, 浙江 杭州 310018;

2. 中央财经大学会计学院, 北京 100081)

内容提要:伴随着以信息披露为核心的注册制深化改革,企业自愿信息披露备受关注。本文以2009—2019年中国上市公司数据为样本,采用工具变量法,检验了同行自愿信息披露对企业盈余管理的影响。研究发现:同行自愿披露显著提高了企业盈余管理水平,基于投资者有限注意力原则,同行自愿披露对企业盈余管理的溢出效应通过降低投资者对公司的关注度实现。异质性分析表明,同行自愿披露与企业盈余管理的正相关性在融资约束程度更高、国有企业、内部控制存在缺陷、市场化程度更高的样本中更显著。但进一步分析发现,该相关性仅持续两期且影响系数逐渐变小,未来第三期同行自愿披露与企业盈余管理显著负相关。这说明短期内同行自愿披露削弱了企业会计信息质量,但长期来看,同行自愿披露的正外部性开始凸显,能够发挥一定治理作用。文章验证了随着时间变化,同行自愿披露的溢出效应由负外部性转变为正外部性的结论,不仅为落实新《证券法》制定细化的自愿信息披露政策制度提供实证依据,还为提升资本市场信息披露质量提供了借鉴。

关键词:同行自愿披露 盈余管理 自愿性业绩预告 溢出效应

中图分类号:F272.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)06—0172—18

一、引言

随着以信息披露为核心的注册制改革全面推进和北京证券交易所成立,我国资本市场结构正不断发生变化。新经济、新业态、新模式企业的涌现催生投资者从多维度、全方位了解公司的投资属性和价值属性,市场对企业自愿信息披露的需求越来越大,市场中的信息总量也日益增加。从规章制度方面看,为满足多层次资本市场的信息需求,2020年3月1日新实施的《证券法》首次鼓励信息披露义务人自愿披露与投资者作出价值判断和投资决策有关的信息;2020年1月上交所创建信息披露示范公司试点鼓励上市公司结合公司经营发展等特点自愿披露有价值的信息,更好满足投资者知情权;2022年1月证监会提出要提高招股说明书信息披露质量,以满足不同类型投资者多元化需求。从数据方面看,以管理层业绩预告为代表的企业自愿信息披露为例,2009—2019年,每年至少自愿披露一次业绩预告(包括年度业绩预告和季度业绩预告)的上市公司数量从462家增至1251家,增幅高达171%^①。此外,随

收稿日期:2021-11-21

作者简介:王彩,女,讲师,管理学博士,研究领域是信息披露和审计,电子邮箱:wangcai527@163.com;李晓慧,女,教授,经济学博士,研究领域是审计和信息披露,电子邮箱:hui CPA811@qq.com。通讯作者:王彩。

①根据WIND数据库统计得出。

着媒体技术的发展,企业自愿信息披露渠道也在增加,电话会议、微博、公众号等都是常见的披露形式。

上市公司充分披露信息在缓解信息不对称、净化营商环境方面发挥了重要作用。随着市场环境的改善,现代企业制度下的委托代理问题得到有效缓解,上市公司盈余管理程度也显著降低(彭雅哲和汪昌云,2022)^[1]。但同时也应注意到,在一个信息超载的市场中,由于信息处理成本的存在,加之人的注意力有限,投资者可能无法消化所有的信息,这就导致投资者在作出决策时会偏离贝叶斯定理(Blankespoor等,2020)^[2],影响资本市场运行效率和企业行为。尤其是随着市场中的信息量级增加,当有限注意力的投资者将目光和精力更多聚焦在披露博眼球信息的公司股票上面时,同行自愿披露既可能通过对公司信息环境产生正外部性,降低管理层盈余管理动机;也可能通过减少投资者对公司的关注产生负外部性,为管理层进行盈余管理提供机会,行业自愿信息披露外部性更加凸显。具体而言,一方面,同行企业之间受到相似经济因素的影响,同行披露的自愿信息对投资者注意力的影响更大。例如De George等(2019)^[3]发现同行自愿披露会转移投资者对公司的关注,甚至降低公司股票流动性和企业价值。随着投资者关注度和监督能力的下降,管理层机会主义行为可能增加。另一方面,同行自愿披露对企业行为的外部性影响也更大。已有研究发现同行自愿披露能够改善行业信息环境和提供增量信息(Shroff等,2017^[4]),影响公司的投资、创新等活动(Badertscher等,2013^[5];Gordon等,2020^[6])。随着企业信息不对称程度降低,管理层的机会主义行为也会减少。因此,同行自愿披露对企业盈余管理溢出效应的大小和方向需要实证检验,这为本文提供了研究机会。

本文的研究贡献主要体现在:第一,丰富了企业自愿信息披露外部性相关文献。一方面,有的学者提出对行业信息传递机制和同行企业信息披露外部性进行深入研究(Schipper,1990^[7];Leuz和Wysocki,2016^[8]),本文沿着这一研究方向,采用中国资本市场数据进行了实证分析。另一方面,现有研究大多发现同行自愿披露通过改善企业信息环境、降低资本成本等发挥正外部效应。本文将投资者有限注意力纳入研究框架,发现同行自愿披露会促使企业提高盈余管理,产生了负外部效应,这也有助于更好理解注册制改革下推动企业提高信息披露数量和质量的经济后果。此外,De George等(2019)^[3]发现同行自愿披露对公司股价和企业价值产生负外部性,本文则比De George等更进一步,将同行信息披露的负外部性拓展到管理层机会主义行为,直接验证了同行自愿披露通过降低投资者对公司的关注度,增加了管理层的短视行为。第二,丰富了企业盈余管理影响因素相关文献。前人关于企业盈余管理影响因素的研究大多从企业自身角度寻找研究切入点,本文则跳出企业个体发展,从行业外部性角度进行了有益探讨。第三,了解公司信息披露的市场效应,有助于监管者更好进行信息披露监管(Matsumoto和Shaikh,2017)^[9],本文研究结论将为监管部门未来制定更合理的自愿信息披露监管政策和提高上市公司信息披露质量提供参考。

二、文献回顾与研究假设

1. 文献回顾

同行企业存在相互依存的关系(Lieberman和Asaba,2006)^[10],因为具有相似的基本面和受共同经济因素影响,企业的财务特征、财务决策等会产生外部性,对行业内其他公司造成影响。学者对此进行了大量研究,其中同行信息披露外部性是一个经典领域(Shroff等,2017)^[4]。研究发现,同行披露的信息对公司股价、资本成本、管理层决策等均具有溢出效应。公司股价方面,Firth(1976)^[11]最早认为同行披露的盈余信息能够帮助投资者重新评估公司的股票价格,从而正向影响公司股票的超额回报。当进一步区分披露内容时,Foster(1981)^[12]发现盈余公告里的

行业信息会对公司股价产生正向影响,公司特质信息会对公司股价产生负向影响。此后,学者陆续发现同行披露的盈余预测、破产公告、电话会议、季报等也能在行业间进行传递,影响其他公司的股价波动性、股价同步性或股票流动性(Baginski,1987^[13];Lang和Stulz,1992^[14];Brochet等,2018^[15];Kajüter等,2019^[16])。也有学者指出,同行信息披露溢出效应的具体方向取决于信息接收者特征,当同行公司之间是竞争关系时,同行披露的信息可能会通过竞争转移影响企业市场份额,进而与公司股票价格负相关;当同行公司之间是非竞争关系时,同行披露的信息可能会传递行业共性信息,进而与公司股票价格正相关(Kim等,2008)^[17]。资本成本方面,研究主要认为同行披露的信息能够减少市场需求、供给和成本的不确定性,通过提高公司的股票流动性来降低权益资本成本(Baginski和Hinson,2016^[18];Shroff等,2017^[4])。管理层决策方面,研究发现同行披露的信息能为管理层提供更有效的信息,从而影响企业投资或创新(Badertscher等,2013^[5];Gordon等,2020^[6])。此外,同行披露还能影响管理层的信息披露决策,但影响方向尚存争议。比如,有研究认为同行披露能够降低外部环境的不确定性,减少市场对企业的信息披露需求,从而减少管理层的披露意愿(Breuer等,2021)^[19];也有研究认为,同行披露通过促使投资者对未披露公司施加更大压力,或降低公司披露的专有成本,促使公司提高自身披露水平(Seo,2021)^[20]。

总的来说,研究认为同行披露的信息具有一定信息含量,能够在行业间进行传递,通过影响投资者的估值函数来改善企业信息环境,最终影响公司的股价、资本成本和管理层决策。

2. 研究假设

信息不对称是导致管理层进行盈余管理的根本原因(Richardson,2000)^[21],因此同行自愿披露可能通过改善企业的信息环境,直接减少管理层的短视行为。具体而言,与强制披露信息相比,同行披露的自愿性信息对公司信息环境的改善程度更大。以财务报表和盈余公告为代表性的强制信息因披露模板化,传递的增量信息有限;而以业绩预告、管理层讨论与分析等为代表的可裁量披露的自愿性信息包含更多关于行业发展趋势、经营状况、企业战略或投资方向等方面的“软信息”,能补充或替代企业的会计盈余信息或私有信息,提高投资者的信息总量和降低投资者的信息处理成本(Chapman等,2019)^[22],进而减少行业信息不对称程度,改善企业信息环境。随着企业信息环境的改善和信息不对称减少,管理层操纵应计利润的成本增加(陈俊和张传明,2010)^[23],盈余管理动机也将减少。

另外,前人通过引入行为金融学的投资者有限注意力原则,发现同行披露可能会降低投资者对公司的关注度,从而降低公司股票流动性,甚至损害企业价值(De George等,2019)^[3]。具体而言,行为经济学理论认为,投资者注意力是一种稀缺的认知资源,在信息膨胀与个人处理能力相冲突的情况下,投资者必须将注意力分配到每单位注意力产生最高边际回报的那些信息上(Sims,2003)^[24]。因此可能会采用启发式的直觉判断,将注意力放在那些博眼球的股票上面(Simon,1956^[25];Tversky和Kahneman,1973^[26])。当同行公司披露的自愿信息越多时,同行企业在资本市场的曝光度越高,投资者出于成本收益效应的权衡会降低对公司的关注度,转而关注同行公司,这为管理层进行盈余管理提供了机会。一方面,投资者关注度降低意味着投资者对公司的监督效应减少,这会降低管理层机会主义成本,提高盈余管理动机。另一方面,投资者注意力下降还会影响投资者对会计数据的正确理解,这会导致错误定价和投机行为(Barber和Odean,2008)^[27],促使管理层为迎合市场预期进行盈余管理。

综上,同行自愿披露既可能通过对公司信息环境产生正外部性,降低管理层盈余管理动机;也可能通过减少投资者对公司的关注产生负外部性,为管理层机会主义行为提供机会。因此,本文提出如下竞争性假设:

H_{1a}: 同行自愿披露水平越高, 企业盈余管理程度越低。

H_{1b}: 同行自愿披露水平越高, 企业盈余管理程度越高。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文以 2009—2019 年 A 股上市公司为研究对象^①, 对初始样本进行如下筛选: 剔除金融类的上市公司; 剔除被 ST、PT 的上市公司; 剔除创业板上市公司^②; 剔除同行企业个数少于 10 家的样本。最终获得 13117 个公司-年度观测值。为克服离群值的影响, 本文分别在第 1% 和 99% 分位上对连续变量进行缩尾。公司主要财务数据来自 CSMAR 数据库, 管理层业绩预告数据和部分财务数据来自 WIND 数据库和 RSSET 数据库。

2. 变量定义

(1) 被解释变量: 盈余管理水平 (DA)。根据 Dechow 等 (1995)^[28] 修正的 Jones 模型, 用总应计利润减去非操控性应计利润的绝对值来衡量^③。具体计算过程见模型 (1) ~ 模型 (3):

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$NDA_{i,t} = \hat{\beta}_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (2)$$

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDA_{i,t} \quad (3)$$

其中, TA 表示总应计利润, 等于盈余利润减去经营活动现金流净额; ΔREV 表示营业收入的变化; ΔREC 表示应收账款的变化; PPE 表示固定资产净额; A 为期末总资产。

(2) 解释变量: 同行自愿披露 (Peer_Dis)。用同行企业自愿披露业绩预告 (包括年度业绩预告和季度业绩预告) 数量的均值来表示。业绩预告是管理层自愿信息披露的一部分, 包括公司未来业绩和预期需求的前瞻性信息, 不仅能够向本公司投资者传递公司未来的财务信息, 还能向同行公司的投资者和管理层传递信息 (Park 等, 2019)^[29]。但与国外资本市场完全自愿的业绩预告披露制度不同, 我国监管部门对上市公司业绩预告采用半强制制度, 除要求“净利润为负, 净利润与上年同期相比上升或下降 50% 以上, 扭亏为盈”的公司必须披露业绩预告, 其余上市公司对于业绩预告的披露具有自由裁量权。因此, 本文剔除强制性业绩预告, 用企业自愿披露的业绩预告数量来衡量公司自愿披露水平, 然后按照证监会 2012 年公布的二级行业分类为标准, 计算行业平均自愿披露水平。同时, 为确保研究结论的普适性, 在稳健性检验中还使用了同行自愿性业绩预告字数和同行年报中管理层讨论与分析字数的定性指标来衡量同行自愿披露水平。

(3) 控制变量: 参考盈余管理类文献 (Chen 和 Yuan, 2004^[30]; 罗勇根等, 2018^[31]), 控制可能影响公司可操控性应计的因素。具体而言, 公司规模越大, 企业受到的关注越多, 盈余管理程度也越低, 因此控制公司个体特征: 公司规模 (SIZE)。公司财务特征也可能与盈余管理程度显著相关, 例如高负债、亏损公司可能为了达到盈余目标进行盈余操纵, 而高净值企业因盈余压力较低, 盈余管理程度也可能更低, 因此控制公司财务特征: 资产负债率 (LEV)、公司成长性 (GROWTH)、是否亏损

① 由于本文模型控制变量的计算需要用到滞后一期的财务数据, 考虑到我国 2007 年以后实施新会计准则, 为确保数据内涵的一致性, 本文将被解释变量 (盈余管理) 的数据期间界定为 2009—2019 年, 实际数据覆盖期间为 2008—2019 年。

② 本文用上市公司自愿披露的业绩预告数量来衡量企业自愿信息披露水平, 创业板上市公司的业绩预告属于强制披露范围, 因此予以剔除。

③ 在稳健性检验中, 本文还分别使用琼斯模型、DD 模型和非线性模型计算公司的盈余管理水平。

(LOSS)、净资产收益率(ROE)。此外,公司内、外部治理水平也会影响公司盈余管理程度,因此控制公司股权特征、公司治理特征和审计师特征:第一大股东持股比例(TOP1)、两职合一(DUAL)、机构投资者持股比例(IO)、是否由四大审计(BIG4)。

(4)工具变量:Manski(1993)^[32]认为,在同行效应领域的研究中存在反射问题(reflection problem),导致单纯回归同行自愿披露和公司盈余管理具有很大内生性问题,因为两者可能受行业共同因素影响,导致OLS回归结果有偏。为了缓解这个问题,借鉴Leary和Roberts(2014)^[33]、Seo(2021)^[20],使用同行企业股票异质收益率作为工具变量。原理是股价中包含公司特质信息,经市场和行业调整后的同行股票特质收益率满足工具变量的使用条件,与同行自愿披露水平相关,与公司盈余管理程度无关。另外,在计算工具变量时,考虑到Fama和French(1993)^[34]的三因子模型可能并不完全适用于中国市场(Liu等,2019)^[35],从而导致工具变量存在严重的衡量偏误问题。因此借鉴连玉君等(2020)^[36]的研究设计,在Liu等(2019)^[35]基础上,构造适合中国市场的四因子模型来计算工具变量^①。具体构造方法见模型(4)和模型(5)。

$$R_{i,j,t} = \alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t}^{IND}(R_{-i,j,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,j,t}^M(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,j,t}^{SMB}SMB_t + \beta_{i,j,t}^{VMG}VMG_t + \beta_{i,j,t}^{PMO}PMO_t + \eta_{i,j,t} \quad (4)$$

$$R_{idiosyncratic} = R_{i,j,t} - R_{i,j,t} \quad (5)$$

其中, $R_{i,j,t}$ 表示*j*行业公司*i*在*t*月的股票收益率; $R_{-i,j,t}$ 表示*j*行业排除公司*i*后在*t*月的股票收益率, $R_{m,t}$ 表示*t*月的市场收益率; $R_{f,t}$ 表示*t*月的无风险收益率; SMB_t 表示*t*月中国的Size因子, VMG_t 表示*t*月中国的Value因子, PMO_t 表示*t*月中国的情绪因子,具体因子的定义方式参见Liu等(2019)^[35]。在每年的年初,使用前60个月的数据对模型(4)进行回归,得到回归系数 $\alpha_{i,j,t}$ 、 $\beta_{i,j,t}^{IND}$ 、 $\beta_{i,j,t}^M$ 、 $\beta_{i,j,t}^{SMB}$ 、 $\beta_{i,j,t}^{VMG}$,以及 $\beta_{i,j,t}^{PMO}$ 的估计值。在年度内的每个月,使用相同的回归系数,用模型(5)计算每只股票每月的股票特质收益率 $R_{idiosyncratic}$,随后将每个月特质股票收益率复合,得到该公司某年度的股票异质收益率。最后,用同行企业股票异质收益率的均值作为同行自愿披露的工具变量。变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	DA	企业盈余管理水平,用修正的Jones模型计算
解释变量	Peer_Dis	同行自愿披露水平,等于同行企业自愿披露业绩预告数量的均值
控制变量	SIZE	公司规模,等于总资产的自然对数
	LEV	资产负债率,等于总负债除以总资产
	GROWTH	公司成长性,等于营业收入增长率
	LOSS	是否亏损,亏损为1,否则为0
	ROE	净资产收益率,等于净利润除以净资产
	TOP1	第一大股东持股比例,等于第一大股东持股数量除以总股数
	DUAL	两职合一,董事长兼任总经理为1,否则为0
	IO	机构投资者持股比例,等于机构投资者持股数量除以总股数
	BIG4	是否由四大会计师事务所审计,是为1,否则为0
工具变量	IV	同行异质股票收益率,根据模型(4)和模型(5)计算得出

① 在稳健性检验中,本文也使用Fama和French(1993)^[34]的三因子模型构造工具变量,结果不变。

3. 模型设定

本文采用模型(6)来检验同行自愿披露对企业盈余管理水平的影响。

$$DA_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Peer_{Dis-i,j,t-1} + \gamma Controls_{i,j,t-1} + \delta_j + \varphi_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (6)$$

其中, i, j 和 t 分别代表公司、行业 and 年份。 δ_j 和 φ_t 分别是行业 and 年度固定效应, 用来缓解遗漏变量等可能带来的内生性问题。 $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机扰动项。回归采用聚类稳健标准误, 聚类在公司层面。本文关注的核心系数是 α_1 , 若 α_1 显著小于 0, 说明同行自愿披露能够降低企业 i 的盈余管理水平, 假设 H_{1a} 成立; 若 α_1 显著大于 0, 说明同行自愿披露提高企业 i 的盈余管理水平, 假设 H_{1b} 成立。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计

表 2 列示了描述性统计结果, 企业盈余管理水平 (DA) 的均值为 0.072, 与最近几年研究相似 (杜勇等, 2021)^[37]。同行自愿披露 ($Peer_Dis$) 的均值为 1.394, 说明同行公司平均每年自愿披露 1.4 次业绩预告, 最多披露 3 次。同行异质股票收益率 (IV) 的均值为 -0.007, 小于 Leary 和 Roberts (2014)^[33] 文中的 -0.002 和 Seo (2021)^[20] 文中的 -0.001, 原因可能是: 在 Leary 和 Roberts (2014)^[33]、Seo (2021)^[20] 的研究中, 计算的是同行股票季度异质收益率, 而本文计算的是同行股票年度异质收益率。本文也对同行股票季度异质收益率做了描述性统计, 结果显示^①, IV 均值为 -0.002, 标准差为 0.183, 中位数为 -0.013, 与 Leary 和 Roberts (2014)^[33] 基本一致 (标准差为 0.174, 中位数为 -0.011), 这说明采用适合中国市场的四因子模型来计算的工具变量是有效的。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
DA	13117	0.072	0.077	0.001	0.460
$Peer_Dis$	13117	1.394	0.510	0.000	3.000
IV	13117	-0.007	0.071	-0.676	1.317
$SIZE$	13117	22.490	1.257	19.320	26.386
LEV	13117	0.486	0.193	0.041	0.909
$GROWTH$	13117	0.168	0.457	-0.645	5.988
$LOSS$	13117	0.086	0.280	0.000	1.000
ROE	13117	0.066	0.108	-1.037	0.371
$TOP1$	13117	35.080	15.030	8.540	78.017
$DUAL$	13117	0.169	0.375	0.000	1.000
IO	13117	44.540	21.940	0.024	89.602
$BIG4$	13117	0.076	0.264	0.000	1.000

图 1 是同行自愿披露水平高组 and 低组 (按照 $t-1$ 期同行自愿披露水平的中位数划分) 公司在 t 期盈余管理水平的分布图, 可以发现同行自愿披露水平高组公司的盈余管理程度基本高于同行自愿披露水平低组公司的盈余管理程度。这初步验证了假设 H_{1b} , 即同行自愿披露水平越高, 企业盈余管理程度越高。

① 限于篇幅, 结果未列示, 留存备案。

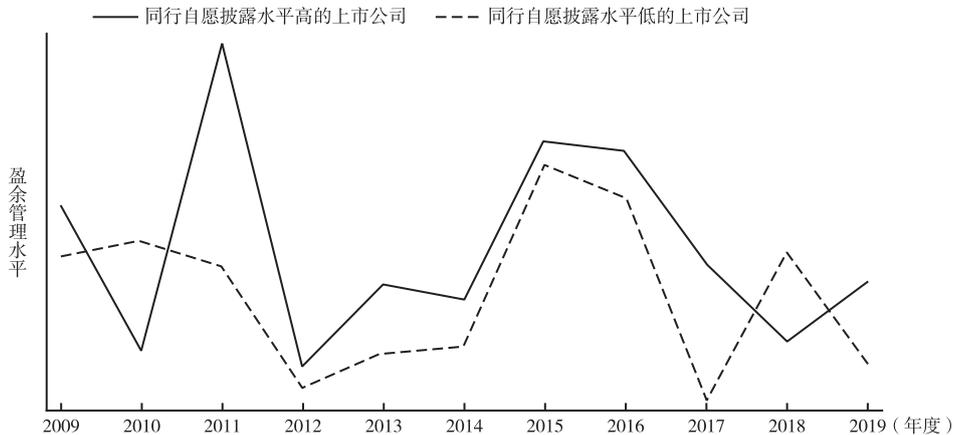


图 1 2009—2019 年上市公司在不同同行自愿披露水平下盈余管理程度对比

资料来源:作者整理

2. 基准回归结果

表 3 列示了模型(6)的工具变量回归结果。列(1)和列(2)显示,在第一阶段回归中, IV 与 $Peer_Dis$ 显著相关(相关系数分别为 -0.125 和 -0.129 , t 值分别为 -4.43 和 -4.70),说明工具变量满足相关性要求。本文一阶段的结果也与 Seo(2021)^[20]基本一致(相关系数为 -0.154 , t 值为 -13.451)。列(3)和列(4)是第二阶段的回归结果,加入控制变量前后, $Peer_Dis$ 均在 1% 水平下显著为正,说明在使用工具变量缓解内生性问题后,同行自愿披露对企业盈余管理具有显著正向影响,支持假设 H_{1b} ,拒绝假设 H_{1a} 。实证结果还具有较强的经济意义,以第(4)列为例,同行自愿披露每增加一个标准差,企业盈余管理程度增加 12.6%。工具变量回归通过了识别不足检验和弱工具变量检验^①,说明本文选择适合中国市场的四因子模型估计的股票异质收益率不存在弱工具变量问题。

表 3 同行自愿披露与公司盈余管理实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段		第二阶段	
	$Peer_Dis$	$Peer_Dis$	DA	DA
$Peer_Dis$			0.243 *** (2.63)	0.247 *** (2.75)
IV	-0.125 *** (-4.43)	-0.129 *** (-4.70)		
$SIZE$		-0.000 (-0.08)		-0.008 *** (-8.00)
LEV		-0.005 (-0.45)		0.011 * (1.81)
$GROWTH$		0.009 ** (2.18)		0.004 * (1.81)
$LOSS$		-0.009 (-1.12)		0.019 *** (4.80)

① 以第(4)列为例,Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 24.900;Cragg-Donald Wald F 统计量为 27.580,大于经验值 10。

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段		第二阶段	
	<i>Peer_Dis</i>	<i>Peer_Dis</i>	<i>DA</i>	<i>DA</i>
<i>ROE</i>		0.099 *** (3.36)		-0.010 (-0.61)
<i>TOP1</i>		0.000 (0.38)		-0.000 (-0.26)
<i>DUAL</i>		-0.007 (-1.52)		0.006 *** (2.76)
<i>IO</i>		-0.000 (-1.57)		0.000 (1.49)
<i>BIG4</i>		-0.002 (-0.39)		-0.001 (-0.43)
常数项	0.612 *** (32.83)	0.582 *** (15.62)	-0.291 ** (-2.19)	-0.139 (-1.06)
年度/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	13117	13117	13117	13117
Kleibergen-Paap rk LM statistic			22.443 0.0000	24.900 0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic			25.753	27.580

注：***、**和*表示系数在1%、5%和10%水平显著；括号内为*t*值；回归采用聚类稳健标准误，聚类在公司层面，下同

3. 内生性问题的检验

本文主要从遗漏变量偏误和工具变量有效性两方面进行内生性检验。

(1) 采用差分方程回归模型解决遗漏变量偏误问题。差分方程能够观察同行自愿披露对上市公司盈余管理调整的增量影响，进一步缓解遗漏变量问题和内生性问题。模型(7)为差分方程回归模型。

$$\Delta DA_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Peer_Dis_{-i,j,t-1} + \gamma \Delta Controls_{i,j,t-1} + \delta_j + \varphi_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (7)$$

其中， Δ 表示该变量与上一期的变动值。实证结果如表4所示，同行自愿披露水平变动的系数在10%水平下显著为正，验证了假设H_{1b}。另外，本文还采用适用于面板数据的固定效应模型，进一步控制公司固定效应，表5实证结果显示，结论没有发生改变。

(2) 针对工具变量有效性的检验。虽然本文选择的工具变量通过了弱工具变量检验，但也有学者认为同行异质股票回报可能是一个弱工具变量(连玉君等,2020)^[36]。因此，本文使用了对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法(LIML)重新进行回归，实证结果没有发生变化^①，与表3结果一致。

表 4 内生性检验：差分方程实证结果

变量	(1)	(2)
	ΔDA	ΔDA
$\Delta Peer_Dis$	0.673 * (1.81)	0.771 * (1.95)

① 限于篇幅，结果留存备索。

续表 4

变量	(1)	(2)
	ΔDA	ΔDA
$\Delta SIZE$		-0.089 *** (-5.39)
ΔLEV		0.041 (1.01)
$\Delta GROWTH$		-0.000 ** (-2.46)
$\Delta LOSS$		0.008 (0.82)
ΔROE		0.002 (1.20)
ΔROE		0.002 (1.20)
$\Delta TOP1$		-0.001 (-1.22)
$\Delta DUAL$		0.010 (0.97)
ΔIO		0.016 (0.83)
$\Delta BIG4$		0.023 (0.94)
常数项		0.462 ** (1.96)
年度/行业固定效应	是	是
观测值	12595	12595
Kleibergen-Paap rk LM statistic	8.935 0.0028	8.354 0.0038
Cragg-Donald Wald F statistic	15.709	14.641

表 5 内生性检验:固定效应模型实证结果

变量	(1)	(2)
	DA	DA
$Peer_Dis$	0.217 ** (2.31)	0.230 ** (2.48)
$SIZE$		-0.021 *** (-6.94)
LEV		0.016 (1.37)
$GROWTH$		0.001 (0.51)

续表 5

变量	(1)	(2)
	DA	DA
LOSS		0.010 ** (2.20)
ROE		-0.027 (-1.29)
TOP1		-0.000 (-0.98)
DUAL		0.000 (0.03)
IO		0.000 *** (2.61)
BIG4		0.005 (0.63)
年度/公司固定效应	是	是
观测值	13035	13035
Kleibergen-Paap rk LM statistic	22.661 0.0000	23.880 0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic	24.269	25.299

4. 其他稳健性检验

本文分别从更换模型估计方法、更换被解释变量、被解释变量取差分、更换工具变量、增加控制变量、排除强制披露的影响、更换解释变量几个方面进行稳健性检验,主检验结果依然得到实证支持。具体如下:

(1)更换模型估计方法。本文采用普通 OLS 回归模型进行稳健性检验,表 6 第(1)列显示,Peer_Dis 对 DA 的系数在 1% 水平下显著为正,与主回归结论一致。从经济意义上看,同行自愿披露每增加一个标准差,企业盈余管理程度增加 0.4%,远低于基准回归的 12.6%。这也说明在同行效应领域研究中使用 OLS 模型回归的内生性问题比较大。

(2)更换被解释变量。分别使用琼斯模型、DD 模型和非线性应计模型计算企业操控性应计利润,取绝对值作为企业盈余管理水平的替代指标。实证结果如表 6 第(2)~(4)列所示,从经济意义上看,同行自愿披露每增加一个标准差,企业盈余管理程度分别增加 11.6%、12.8% 和 9.2%。

(3)被解释变量取差分。为进一步观察企业盈余管理程度的增量变化,对 DA 取差分后重新回归,实证结果如表 6 第(5)列所示,从经济意义上看,同行自愿披露每增加一个标准差,企业盈余管理程度的增量将提高 20%。

(4)更换工具变量。使用 Fama 和 French (1993)^[34] 的三因子模型重新构造工具变量进行回归,实证结果如表 6 第(6)列所示,从经济意义上看,同行自愿披露每增加一个标准差,企业盈余管理程度将增加 18%。

(5)增加控制变量。进一步控制企业盈余管理柔性(FLEX)和自愿信息披露水平(DIS)。一方面,盈余管理柔性可以控制公司基于会计准则进行盈余管理的操作空间(姚宏等,2018)^[38];另一方面,自愿披露水平可以控制企业利用信息披露调节盈余的可能性(Leuz 等,2003)^[39]。表 6 第(7)

列是加入 *FLEX* 和 *DIS* 的回归结果,从经济意义上看,同行自愿披露每增加一个标准差,企业盈余管理程度将增加 12%。

(6)排除强制披露的影响。为进一步排除同行强制披露可能对公司盈余管理产生相同方向的影响,本文使用同行披露的强制性业绩预告数量构造强制披露变量,表 6 第(8)列显示,*Peer_Dis* 的系数显著为负,排除了同行强制披露促使企业进行盈余管理的可能性。本文发现同行披露强制性业绩预告导致企业降低盈余管理程度,可能的原因是:达到强制披露标准的同行业绩预告对市场和经理层的“预警作用”更大,在市场的关注下,这种威慑力能够对经理层的短视行为产生治理作用^①。

(7)更换解释变量。本文还检验了同行定性自愿披露对企业盈余管理的溢出效应,包括同行自愿性业绩预告变动字数和同行年报中管理层讨论与分析(MD&A)的长度。首先,同行披露的自愿性业绩预告字数越多,提供的增量信息也越多,投资者为了提高信息处理效率会分配更多注意力。其次,MD&A 具有重要的信息揭示作用(孟庆斌等,2017)^[40],能够帮助投资者了解企业过去的经营状况,更好地预测企业未来业绩。因此,同行披露的 MD&A 信息越多,对投资者的吸引力也越大。最终,随着同行自愿性业绩预告变动字数和同行年报中 MD&A 长度的增加,投资者对公司的监督效能下降。表 6 第(9)列显示,同行自愿性业绩预告变动字数每增加一个标准差,企业盈余管理程度约增加 7%。表 6 第(10)列显示,同行年报中 MD&A 长度每增加一个标准差,企业盈余管理程度约增加 22%。

表 6 稳健性检验实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>DA</i>	<i>DA</i>	<i>DA</i>	<i>DA</i>	ΔDA	<i>DA</i>	<i>DA</i>	<i>DA</i>	<i>DA</i>	<i>DA</i>
<i>Peer_Dis</i>	0.008 *** (2.59)	0.227 *** (2.62)	0.255 * (1.88)	0.180 *** (3.04)	0.412 * (1.65)	0.351 ** (2.47)	0.234 ** (2.57)	-0.399 ** (-2.28)	0.140 *** (2.86)	0.425 *** (2.86)
常数项	0.268 *** (14.11)	-0.075 (-0.59)	-0.018 (-0.09)	-0.108 (-1.27)	-0.091 (-0.79)	0.031 (0.37)	0.082 (1.48)	0.822 *** (3.14)	-0.333 * (-1.70)	-3.922 *** (-2.69)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	13117	13117	12879	13117	12918	13117	13061	13117	10991	12690
Kleibergen-Paap rk LM statistic		24.900 0.0000	21.859 0.0000	24.900 0.0000	25.786 0.0000	13.313 0.0000	23.679 0.0000	10.587 0.0000	22.454 0.0000	39.065 0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic		27.580	25.017	27.580	27.376	14.110	26.210	13.297	36.478	48.819

五、中介效应作用机制:投资者注意力

前文虽然论述了同行自愿披露会降低投资者对公司的关注度,提高管理层机会主义动机,但仍缺乏更直接的经验证据。下面采用中介效应分析方法,分别检验专业投资者注意力和普通投资者注意力的传递机制。

1. 专业投资者注意力的中介效应

本文分别采用机构投资者持股(*FUND*)和分析师跟踪(*ANALYST*)衡量专业投资者的注意力。首先,机构投资者持股用证券投资基金持股比例来衡量。国内学者普遍认为证券投资基金是最具代表性的机构投资者(鲁桐和党印,2014)^[41]。该类机构投资者不仅是价值投资者,对公司治理发

① 但更充分的讨论和检验已超出了本文的研究范围,此处仅做简要分析,备案。

挥的作用也更强(唐跃军和宋渊洋,2010)^[42]。近期有研究发现,证券投资基金类的机构投资者“分心”会弱化对公司的治理效应,加剧公司的杠杆操纵现象(吴晓晖等,2022)^[43]。因此,机构投资者可能会因同行自愿披露而“分心”加剧公司盈余管理程度。其次,分析师跟踪用分析师发布的研报数量来衡量。表7第(1)列和第(2)列是机构投资者持股的中介效应检验结果,列(1)中 *Peer_Dis* 对 *FUND* 的系数显著为负,列(2)中 *FUND* 对 *DA* 的系数显著为负,且列(2)中 *Peer_Dis* 的系数小于表3第(4)列中 *Peer_Dis* 的系数,说明机构投资者注意力减少发挥了部分中介作用。表7第(3)列和第(4)列是分析师跟踪的中介效应检验结果,列(3)中 *Peer_Dis* 对 *ANALYST* 的系数显著为负,列(4)中 *ANALYST* 对 *DA* 的系数显著为负,且列(4)中 *Peer_Dis* 的系数小于表3第(4)列中 *Peer_Dis* 的系数,说明分析师注意力减少发挥了部分中介作用。以上结果表明,同行自愿披露通过减少专业投资者对公司的关注,提高了公司盈余管理水平。

2. 普通投资者注意力的中介效应

学者认为股票换手率可以衡量普通投资者注意力的分散情况(权小锋等,2012)^[44],换手率越低,意味着普通投资者因注意力分散对公司的关注度越低,因此本文采用公司年度股票换手率(*TURNOVER*)衡量普通投资者的注意力。表7第(5)列和第(6)列是中介效应检验结果,列(5)显示 *Peer_Dis* 对 *TURNOVER* 的系数显著为负,说明同行自愿披露降低了普通投资者注意力,列(6)显示加入中介变量后,*Peer_Dis* 对 *DA* 的系数依然显著为正,*TURNOVER* 系数显著为负,说明普通投资者注意力的减少发挥了部分中介作用。

另外,本文还将样本区分为专业(或普通)投资者增加组和专业(或普通)投资者减少组,进行分组回归,检验其作用机制。实证结果表明^①,在专业(或普通)投资者增加组中,*Peer_Dis* 的系数不显著,在专业(或普通)投资者减少组中,*Peer_Dis* 的系数显著为正。综上,中介机制检验结果表明,同行自愿披露通过降低投资者对目标公司的关注度和监督效能,促使企业提高盈余管理水平。

表7 针对投资者注意力的中介机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>FUND</i>	<i>DA</i>	<i>ANALYST</i>	<i>DA</i>	<i>TURNOVER</i>	<i>DA</i>
<i>Peer_Dis</i>	-0.016* (-1.78)	0.245*** (2.74)	-22.510*** (-2.90)	0.241*** (2.74)	-1.934*** (-2.96)	0.234*** (2.75)
<i>FUND</i>		-0.163** (-2.26)				
<i>ANALYST</i>				-0.000** (-2.56)		
<i>TURNOVER</i>						-0.007*** (-3.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	13117	13117	13117	13117	13115	13115
Kleibergen-Paap rk LM statistic	24.900 0.0000	25.043 0.0000	24.900 0.0000	25.488 0.0000	24.733 0.0000	26.691 0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic	27.580	27.777	27.580	28.193	27.408	29.685

注:列(5)和列(6)观测值略减是因为 *TURNOVER* 变量有缺失值

① 限于篇幅,留存备索,下表同。

六、异质性分析及长期影响

1. 异质性分析

(1)基于公司特征的异质性分析。公司财务特征可能会调节同行自愿披露与企业盈余管理的正相关性。研究发现,当企业面临融资约束时,管理层利用盈余管理提高与债权人议价能力的可能性更高(Teoh等,1998)^[45]。因此,当同行自愿披露水平更高时,目标公司的股票流动性和企业价值因投资者注意力的转移而下降(De George等,2019)^[3],导致融资约束的企业“雪上加霜”,即贷款者不愿意向企业增加贷款。管理层为了确保企业现金流正常运转,可能会通过盈余管理提高业绩以满足债务条款的要求。因此,本文按照企业融资约束程度,将企业分为融资约束高组和融资约束低组,预期融资约束较高的公司,同行自愿披露与公司盈余管理的正相关性更显著。表8第(1)列和第(2)列显示,在融资约束较高的公司组,Peer_Dis的系数显著为正;在融资约束较低的公司组,Peer_Dis的系数不显著。Bootstrap组间系数差异检验结果表明 p 值为0.030,拒绝组间系数无显著差异的原假设。

此外,在盈余管理领域研究中,企业的产权性质也是不容忽视的关键因素。国有企业管理层具有特殊的政治晋升动机,会计盈余是其主要考核指标,而国有企业通常存在“所有者缺位”“内部人控制”等问题,因此极易诱发高管的短视行为(吴秋生和独正元,2021)^[46]。本文预期,同行自愿披露对企业盈余管理的影响在国有企业中更显著。表8第(3)列和第(4)列显示,在国有企业样本中,Peer_Dis的系数显著为正;在民营企业样本中,Peer_Dis不显著。组间系数存在显著差异,与预期一致。

(2)基于公司治理的异质性分析。有效的内部控制能够遏制管理机会主义的行为,当企业内部控制存在缺陷时,公司会进行更多盈余管理。为进一步检验企业内部控制水平的调节作用,本文将样本划分为内部控制存在缺陷组和内部控制有效组进行回归。划分标准是,若上市公司当年内部控制制度存在缺陷,或审计师当年对上市公司内部控制报告出具了非标准无保留意见,则判定企业内部控制存在缺陷;反之,则说明企业内部控制有效。表8第(5)列和第(6)列显示,当企业内部控制存在缺陷时,同行自愿披露的负外部性更明显。

(3)基于外部环境的异质性分析。我国各地区市场化程度存在差距,在市场化程度高的地区,金融中介更多,信息传递更快,资本市场对信息的反应更剧烈(梅蓓蕾等,2021)^[47]。因此,本文预期,在市场化程度更高地区同行自愿披露对公司盈余管理的溢出效应更强。具体的,使用《中国分省份市场化指数报告》(2018),按照“各地区市场化进程总得分”的中位数,将样本分为市场化程度高组和市场化程度低组进行回归。表8第(7)列和第(8)列显示,在市场化程度高组,Peer_Dis的系数显著为正;在市场化程度低组,Peer_Dis的系数不显著,与预期一致。另外,本文也使用了“中介组织发育和法律得分”作为分组依据,结论没有发生改变。

表8 截面分析实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	融资 约束高	融资 约束低	国有企业	民营企业	内控缺陷	内控有效	市场化 程度高	市场化 程度低
	DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA
Peer_Dis	0.603 ** (2.35)	0.052 (0.63)	0.194 ** (2.04)	-0.495 (-1.41)	0.298 ** (2.46)	0.142 (0.77)	0.360 ** (2.26)	0.106 (1.02)
常数项	-0.185 (-1.05)	0.215 *** (4.53)	-0.006 (-0.05)	0.585 ** (2.55)	0.081 (1.00)	0.195 * (1.93)	0.044 (0.48)	0.168 *** (2.63)

续表 8

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	融资约束高	融资约束低	国有企业	民营企业	内控缺陷	内控有效	市场化程度高	市场化程度低
	DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA	DA
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	6443	6442	7442	5487	7762	5355	6525	6592
Kleibergen-Paap rk LM statistic	8.248	13.413	13.881	3.335	15.635	5.267	10.444	13.887
Cragg-Donald Wald F statistic	0.0041	0.0002	0.0002	0.0678	0.0001	0.0217	0.0012	0.0002
组间系数差异	$p = 0.030$		$p = 0.000$		$p = 0.060$		$p = 0.080$	

2. 长期影响

最后,本文讨论了同行自愿披露对公司盈余管理的长期影响。虽然短期来看,同行自愿披露通过降低投资者注意力增加了目标企业管理层的短视行为。但长期来看,随着同行自愿披露水平提高,行业及市场信息环境得到显著改善,目标公司的股票定价效率会进一步提高,资本成本也将进一步降低。在这种情况下,管理层的短视行为是否会得到遏制?

表9是同行自愿披露($t-1$ 期)对企业 $t+1$ 期和 $t+2$ 期盈余管理水平的回归结果。结果显示, $t+1$ 期 *Peer_Dis* 的系数为 0.136,在 10% 水平下显著为正,不论是显著性水平还是系数大小均小于主回归结果,说明同行自愿披露对公司盈余管理的负面溢出效应开始下降。 $t+2$ 期 *Peer_Dis* 与 *DA* 的关系开始反转,*Peer_Dis* 的系数显著为负。结合前文实证结果,说明短期(持续两期)内,同行自愿披露通过减少投资者对目标公司的关注度,对公司产生了负外部性,导致管理层进行更多盈余管理;长期(未来第三期)来看,同行自愿披露的增加提升了行业整体信息环境质量,减少了公司信息不对称程度,对公司发挥了一定治理作用,最终减少管理层短视行为。

表 9 同行自愿披露与企业未来盈余管理实证结果

变量	(1)	(2)
	$t+1$ 期 <i>DA</i>	$t+2$ 期 <i>DA</i>
<i>Peer_Dis</i>	0.136* (1.76)	-0.134** (-2.21)
常数项	0.151*** (2.67)	0.319*** (6.79)
控制变量	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是
观测值	12755	11144
Kleibergen-Paap rk LM statistic	25.926 0.0000	33.780 0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic	25.861	39.338

七、结论与启示

1. 研究结论

随着以信息披露为核心的注册制改革全面推进,企业披露信息的总量日益增加,学者对企业信

息披露外部性的讨论也越来越多。但已有相关研究较少考虑投资者作为资本市场关键信息中介在信息传导过程中发挥的重要作用。基于此,本文从企业自愿信息披露外部性的角度,以2009—2019年A股上市公司为研究样本,采用工具变量回归方法检验了同行自愿披露对公司盈余管理的溢出效应,并检验了投资者关注度在其中的传导机制。研究发现:同行自愿披露水平越高,企业盈余管理水平也越高,说明同行自愿披露对公司产生一定的负外部效应。在考虑内生性问题和多种稳健性检验后,实证结论没有发生改变。机制分析发现,同行自愿披露主要通过降低投资者对公司的关注度,促使企业进行更多盈余管理。异质性分析表明,当企业融资约束程度更高、产权性质为国有企业、内部控制存在缺陷、企业所处地区市场化程度较高时,同行自愿披露对公司盈余管理的负外部性更显著。但进一步分析发现,这种负外部性仅持续两期,未来第三期企业盈余管理水平显著降低。这说明,随着同行自愿披露水平持续提高,行业信息环境得到显著改善,同行自愿披露的正外部性功能开始凸显,能够对管理层机会主义行为发挥一定的治理作用。

2. 政策启示

上述研究结论对于认识企业信息披露的外部性,以及从信息披露角度解读和评估新《证券法》等法律法规的实施效果具有十分重要的政策启示。

(1)对于监管部门来说,尽管研究发现在持续两期内,同行自愿披露具有一定负外部性,提高了公司进行盈余管理的动机,这可能会影响信息披露制度制定者推动企业自愿信息披露相关制度体系建设和完善的积极性。但从长期来看,同行自愿披露对公司治理水平能够发挥正外部效应,遏制管理层机会主义行为。据此,首先,信息披露制度制定者应结合信息披露义务人自愿披露行为特征来完善信息披露规则要求,促使其适应性地落地实施,推动上市公司提升自愿信息披露质量,减少负外部效应的持续性。其次,监管部门应区分不同行业特征,重点防范特定行业内企业自愿披露中的不当行为,以及公司盈余管理等短视行为,以科学的监管活动推动企业自愿信息披露质量的改善,助力上市公司高质量发展。最后,监管部门还需继续加强对投资者的教育和保护,培育理性投资者队伍,助推资本市场早日回归长期价值投资。

(2)对于上市公司来说,应认识到盈余管理给公司长远发展带来的负面作用,当同行披露更多信息吸引市场关注时,公司应强化对管理层的内部监督机制,减少管理层的短视行为。财政部于2022年3月2日发布《关于进一步提升上市公司财务报告内部控制有效性的通知》(财会〔2022〕8号),明确财务报告内部控制是遏制财务造假、提高上市公司会计信息质量的重要基础。因此,上市公司可将健全内部控制建设、提升内部控制质量作为突破口,通过整改重大缺陷、提升内部控制披露透明度来缓解同行自愿披露对“融资难”企业、国有企业等带来的负外部效应。同时,企业也应不断提升自身的信息披露质量,尤其是谨慎适当地进行自愿信息披露,通过业绩预告、MD&A等方式传递企业价值信息,持续改善企业信息环境、降低信息不对称,遏制管理层的短视行为。

(3)对于投资者来说,不论是专业投资者还是散户投资者,既是信息的接收者,也是资本市场中重要的信息中介,投资者的信息处理能力和信息处理效率影响市场有效性。一方面,要合理分配注意力,避免因注意力分散降低对公司的监督效应,或忽视了企业重要的信息,损害投资收益。近几年,随着注册制改革落地实施,我国健全对投资者的保护举措和专业素养培训工作,投资者可通过参加相关部门组织的投资者教育专项活动不断提高自身的专业知识和能力,客观分析市场信息,提高注意力的监督效能。另一方面,也要重视同行信息披露传递的信号,提高风险识别能力。通过上市公司信息披露文件客观分析企业的基本面和发展前景,自主判断投资价值,树立理性、长期的价值投资理念。

3. 研究不足与展望

尽管本文在克服内生性问题等方面做了大量努力,但仍存在一定的局限性。首先,企业自愿信

息披露的渠道有很多,本文无法涵盖企业自愿信息披露的所有范围,仅选取了信息披露领域学者使用较多的、认可度更高的几种传统指标。而随着互联网技术和媒体平台的发展,企业自愿信息披露的渠道和模式将更加丰富,后续可深入研究同行自愿披露外部性的大小和方向是否会因披露渠道或形式的不同而具有差异性。尤其考虑到新《证券法》包含更多“可以”“有关”“较大影响”等主观色彩词语,对企业自愿信息披露实际上还是一种原则性的模糊规定(李有星和康琼梅,2020)^[48],这就可能导致企业在自愿披露过程中判断信息是否属于“与投资者作出价值判断和投资决策有关”时,容易出现差异,而投资者关注度是否受到该差异的影响,是未来值得进一步研究的重要问题。其次,由于本文的研究区间是 2009—2019 年,此时上市公司主要以法定强制信息披露为主,企业自愿披露的整体质量可能并不高。近两年我国对上市公司自愿信息披露的监管和规定出台了一系列政策,未来随着样本区间的拓展,学者可选取较为合适的自然实验场景,采用 DID 模型等方法进一步验证同行自愿披露与企业盈余管理的因果关系。

参考文献

- [1] 彭雅哲,汪昌云. 资本市场开放与企业真实盈余管理——基于“陆港通”的经验证据[J]. 北京: 经济管理, 2022, (1): 176 - 191.
- [2] Blankespoor, E., E. deHaan, and I. Marinovic. Disclosure Processing Costs, Investors' Information Choice, and Equity Market Outcomes: A Review[J]. Journal of Accounting and Economics, 2020, 70, (2 - 3): 101344.
- [3] De George, E. T., M. Phan, and R. C. Stoumbos. Negative Externalities of Financial Reporting Frequency: Peer Reporting Choice and the Loss of Investor Attention[R]. Working Paper, 2019.
- [4] Shroff, N., R. S. Verdi, and B. P. Yost. When Does the Peer Information Environment Matter? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 64, (2 - 3): 183 - 214.
- [5] Badertscher, B., N. Shroff, and H. D. White. Externalities of Public Firm Presence: Evidence from Private Firms' Investment Decisions[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109, (3): 682 - 706.
- [6] Gordon, E. A., H. -T. Hsu, and H. Huang. Peer R&D Disclosure and Corporate Innovation: Evidence from American Depository Receipt Firms[J]. Advances in Accounting, 2020, 49: 100471.
- [7] Schipper, K. Information Transfers[J]. Accounting Horizons, 1990, 4, (4): 97.
- [8] Leuz, C., and P. Wysocki. The Economics of Disclosure and Financial Reporting Regulation: Evidence and Suggestions for Future Research[J]. Journal of Accounting Research, 2016, 54, (2): 525 - 622.
- [9] Matsumoto, D. A., and S. Shaikh. Discussion of “When Does the Peer Information Environment Matter?”[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 64, (2 - 3): 215 - 220.
- [10] Lieberman, M. B., and S. Asaba. Why Do Firms Imitate Each Other? [J]. Academy of Management Review, 2006, 31, (2): 366 - 385.
- [11] Firth, M. The impact of Earnings Announcements on the Share Price Behaviour of Similar Type Firms[J]. The Economic Journal, 1976, 86, (342): 296 - 306.
- [12] Foster, G. Intra-industry Information Transfers Associated With Earnings Releases[J]. Journal of Accounting and Economics, 1981, 3, (3): 201 - 232.
- [13] Baginski, S. P. Intraindustry Information Transfers Associated with Management Forecasts of Earnings[J]. Journal of Accounting Research, 1987, 25, (2): 196 - 216.
- [14] Lang, L. H. P., and R. M. Stulz. Contagion and Competitive Intra-industry Effects of Bankruptcy Announcements: An empirical analysis[J]. Journal of Financial Economics, 1992, 32, (1): 45 - 60.
- [15] Brochet, F., K. Kolev, and A. Lerman. Information Transfer and Conference Calls[J]. Review of Accounting Studies, 2018, 23, (3): 907 - 957.
- [16] Kajüter, P., F. Klassmann, and M. Nienhaus. The Effect of Mandatory Quarterly Reporting on Firm Value[J]. The Accounting Review, 2019, 94, (3): 251 - 277.
- [17] Kim, Y., M. Lacina, and M. S. Park. Positive and Negative Information Transfers from Management Forecasts[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46, (4): 885 - 908.

- [18] Baginski, S. P. , and L. A. Hinson. Cost of Capital Free-Riders[J]. *The Accounting Review*, 2016, 91, (5) :1291 – 1313.
- [19] Breuer, M. , K. Hombach, and M. A. Müller. When You Talk, I Remain Silent; Spillover Effects of Peers' Mandatory Disclosures on Firms' Voluntary Disclosures[J]. *The Accounting Review*, Forthcoming, 2021.
- [20] Seo, H. Peer Effects in Corporate Disclosure Decisions[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2021, 71, (1) :101364.
- [21] Richardson, V. J. Information Asymmetry and Earnings Management: Some Evidence [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2000, 15, (4) :325 – 347.
- [22] Chapman, K. L. , N. Reiter, H. D. White, and et al. Information Overload and Disclosure Smoothing [J]. *Review of Accounting Studies*, 2019, 24, (4) :1486 – 1522.
- [23] 陈俊,张传明. 操控性披露变更、信息环境与盈余管理[J]. 北京:管理世界, 2010, (8) :181 – 183.
- [24] Sims, C. A. Implications of Rational Inattention[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50, (3) :665 – 690.
- [25] Simon, H. A. Rational Choice and the Structure of the Environment[J]. *Psychological Review*, 1956, 63, (2) :129.
- [26] Tversky, A. , and D. Kahneman. Availability: A Heuristic for Judging Frequency and Probability[J]. *Cognitive Psychology*, 1973, 5, (2) :207 – 232.
- [27] Barber, B. M. , and T. Odean. All that Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors[J]. *The Review of Financial Studies*, 2008, 21, (2) :785 – 818.
- [28] Dechow, P. M. , R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. Detecting Earnings Management[J]. *Accounting Review*, 1995, (70) :193 – 225.
- [29] Park, J. , J. Sani, N. Shroff, and et al. Disclosure Incentives When Competing Firms Have Common Ownership [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019, 67, (2 – 3) :387 – 415.
- [30] Chen, K. C. , and H. Yuan. Earnings Management and Capital Resource Allocation: Evidence from China's Accounting-based Regulation of Rights Issues[J]. *The Accounting Review*, 2004, 79, (3) :645 – 665.
- [31] 罗勇根,饶品贵,岳衡. “通货膨胀幻觉”的微观解释:盈余质量的视角[J]. 北京:世界经济, 2018, (4) :124 – 149.
- [32] Manski, C. F. Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem [J]. *Review of Economic Studies*, 1993, 60, (3) :531 – 542.
- [33] Leary, M. T. , and M. R. Roberts. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? [J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69, (1) :139 – 178.
- [34] Fama, E. F. , and K. R. French. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33, (1) :3 – 56.
- [35] Liu, J. , R. F. Stambaugh, and Y. Yuan. Size and Value in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134, (1) :48 – 69.
- [36] 连玉君,彭镇,蔡菁,杨海生. 经济周期下资本结构同群效应研究[J]. 北京:会计研究, 2020, (11) :85 – 97.
- [37] 杜勇,孙帆,邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理[J]. 北京:中国工业经济, 2021, (6) :155 – 173.
- [38] 姚宏,贾妮,郝小玉,王丽杰. 产品市场竞争、董事会结构变化与盈余管理[J]. 北京:管理评论, 2018, (4) :194 – 205.
- [39] Leuz, C. , D. Nanda, and P. D. Wysocki. Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison [J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 69, (3) :505 – 527.
- [40] 孟庆斌,杨俊华,鲁冰. 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]. 北京:中国工业经济, 2017, (12) :132 – 150.
- [41] 鲁桐,党印. 公司治理与技术创新:分行业比较[J]. 北京:经济研究, 2014, (6) :115 – 128.
- [42] 唐跃军,宋渊洋. 价值选择 VS. 价值创造——来自中国机构投资者证据[J]. 北京:经济学(季刊), 2010, (2) :609 – 632.
- [43] 吴晓晖,王攀,郭晓冬. 机构投资者“分心”与公司杠杆操纵[J]. 北京:经济管理, 2022, (1) :159 – 175.
- [44] 权小锋,洪涛,吴世农. 选择性关注、鸵鸟效应与市场异象[J]. 北京:金融研究, 2012, (3) :109 – 123.
- [45] Teoh, S. H. , I. Welch, and T. J. Wong. Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings [J]. *The Journal of Finance*, 1998, 53, (6) :1935 – 1974.
- [46] 吴秋生,独正元. 非国有董事治理积极性与国企资产保值增值——来自董事会投票的经验证据[J/OL]. 天津:南开管理评论, 1 – 22 [2022 – 04 – 02]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20210625.1145.006.html>.
- [47] 梅蓓蕾,郭雪寒,叶建芳. 问询函的溢出效应——基于盈余管理视角[J]. 北京:会计研究, 2021, (6) :30 – 41.
- [48] 李有星,康琼梅. 论证券信息自愿披露及免责事由[J]. 上海:社会科学, 2020, (9) :104 – 111.

Research on the Relationship Between Peers' Voluntary Disclosure and Corporate Earnings Management: Based on the Management Earnings Forecasts

WANG Cai¹, LI Xiao-hui²

(1. School of Accounting, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou, Zhejiang, 310018, China;
2. School of Accountancy, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China)

Abstract: With the reform of the registration system centered on information disclosure in China, many scholars begin to pay attention to corporate voluntary disclosure. The existing research mainly discusses the spillover effects of peers' voluntary disclosure on the company information environment and management behavior, and most studies support that peers' voluntary disclosure has positive externalities. However, when scholars incorporate the limited attention of investors into the research framework, they find that peers' voluntary disclosure has negative externalities to the company. But there is insufficient discussion on it. Although some researches have tested the negative externalities of peers' voluntary disclosure on the company's stock price or corporate value, they have not discussed company accounting information quality. Therefore, in the context of negative spillover effects by peers' voluntary disclosure, research whether the company has opportunistic behavior and damage the quality of accounting information should be an important and interesting topic.

This article expands the research on the influencing factors of the company's accounting information quality to peers' voluntary disclosure, and examines the relationship between peers' voluntary disclosure and corporate earnings management. Using the data of listed companies in China from 2009 to 2019 as a sample, using the instrumental variable method, we found that peers' voluntary disclosure has significantly improved the company's earnings management. After testing the validity of instrumental variables and a series of robustness tests, the conclusions remain unchanged. Mechanism analysis shows that the spillover effect of peers' voluntary disclosure is achieved by reducing investors' attention to the company. Heterogeneity analysis showed that the positive correlation is more pronounced when a firm has a higher degree of financing constraints, is a state-owned enterprise, has defects in internal control, and is located in a region with a higher marketization process. However, further analysis revealed that the positive correlation between peers' voluntary disclosure and corporate earnings management only lasted for two periods, and the correlation coefficient decreases gradually. In the third period, there will be a significant negative correlation between peers' voluntary disclosure and earnings management. It shows that in the short term, peers' voluntary disclosure has weakened the quality of corporate accounting information, but in the long run, the positive externalities of peers' voluntary disclosure have begun to become prominent and can play a governance role.

This paper makes several contributions. Firstly, we contribute to the literature on the externalities of voluntary disclosure and the influencing factors of corporate earnings management. On the one hand, we respond to scholars' calls to study industry information transfer mechanisms (Schipper, 1990) and peer' information disclosure externalities (Leuz and Wysocki, 2016), and provide empirical evidence from emerging economies using Chinese capital market data. Most of studies find that peers' voluntary disclosure has positive external effects by improving the information environment of enterprises and reducing capital costs. This paper incorporates the limited attention of investors into the research framework, and finds that peers' voluntary disclosure will exert companies to improve earnings management. Our study also help to better understand the economic consequences of promoting companies to improve the quantity and quality of disclosure under the registration system reform. On the other hand, previous research on the influencing factors of earnings management focus on the enterprise itself. This paper jumps out of the individual development of the enterprise and conducts a useful discussion from the perspective of industry externality. Secondly, De George et al. (2019) found that peers' voluntary disclosure has negative externalities on company stock price and enterprise value, we go one step further than De George and extend the negative externality of peers' disclosure to management opportunistic behavior. We directly verify that peers' voluntary disclosure increases management's short-sighted behavior by reducing investor attention to the company. Third, understanding the market effect of corporate information disclosure will help regulators to better supervise information disclosure (Matsumoto and Shaikh, 2017). The conclusions of this paper will provide a reference for the regulatory authorities to formulate more reasonable information disclosure regulatory policies.

Key Words: peers' voluntary disclosure; earnings management; management earnings forecast; spillover effect

JEL Classification: G34, M41

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.06.010

(责任编辑: 闫梅)