

信息披露的同伴效应促进了金融市场稳定

——基于创业板注册制信息披露改革的实证研究

陈海强 倪博 宋沐青 廖培森*

摘要: 本文以创业板注册制信息披露改革政策作为外生冲击进行研究,发现注册制上市企业带来的同伴压力越大,存量上市企业主动信息披露频次与负面信息披露占比越高,股价崩盘风险降低越显著。上述影响对信息透明度与行业竞争程度越低的企业更为显著。进一步分析表明,信息披露同伴效应提升了存量上市企业股价对重大负面事件信息的调整速度,降低了股价同步性与盈余管理水平。本文研究结论为信息披露改革促进金融市场稳定提供了经验证据。

关键词: 信息披露;同伴效应;金融市场稳定

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.05.18

一、引言

关于股价崩盘风险成因,已有文献多将其归结为信息不透明环境下公司管理层出于自身利益隐藏负面信息,使得市场无法及时有效反映公司基本面,当负面信息最终释放时带来股价大跌,给投资者造成巨大损失。2019 年以来注册制相继在科创板和创业板实施试点,并于 2023 年在 A 股市场全面实施,意在通过新股发行增量改革完善信息披露和市场交易机制,为投资者营造公平公正的信息环境。注册制改革重点围绕新上市企业 IPO 信息披露行为,但 A 股大部分股票依然为非注册制下上市的存量企业^①,信息环境的整体改善还有赖于后者的提升。为统筹推进增量改革与存量改革,2020 年 8 月在创业板新股注册制改革实施的同时,监管层配套推出《创业板上市公司持续监管办法(试行)》,鼓励存量上市公司结合所属行业特点,充分披露行业经营信息、公司核心竞争力、经营活动和对未来发展产生重大不利影响的风险因素,并自愿披露与投资者做出价值判断和投资决策有关的信息。^② 虽然上述信息披露改革政策对存量上市公司并非强制实施,但伴随着注册

* 陈海强,厦门大学王亚南经济研究院与经济学院;倪博,厦门大学经济学院;宋沐青,厦门大学王亚南经济研究院;廖培森,国泰君安证券股份有限公司。通信作者及地址:倪博,福建省厦门市思明区思明南路 422 号厦门大学经济学院,361005;电话:0592-2186795;E-mail:brankol.nea@xmu.edu.cn。陈海强感谢国家自然科学基金项目(72233002、71273104、71988101)的资助以及计量经济学教育部重点实验室(厦门大学)的支持,倪博感谢国家自然科学基金青年项目(72403211)以及国家资助博士后研究计划(GZC20231427)的资助。感谢主编、匿名审稿人和方颖教授、郭晔教授、倪晓然教授的有益建议,感谢钟铿光、袁家军、刘必清的技术支持;文责自负。

① 截至 2022 年 8 月 24 日创业板注册制推行两周年际,科创板注册制上市企业为 454 家,创业板注册制上市企业为 355 家,注册制上市企业总数占 A 股上市企业总数的 16.94%。

② 具体内容详见《创业板上市公司持续监管办法(试行)》第八条至第十二条相关内容。

制新上市公司的不断增加,作为信息披露的优等生,在市场约束下通过倒逼机制,可能改善存量上市公司自愿信息披露质量,从而降低负面信息积累引发的股价崩盘风险。

本文利用创业板注册制试点下信息披露改革作为外生冲击,从同伴效应角度出发,分析注册制上市新股信息披露行为对存量企业信息披露行为的溢出效应,并进一步从股价崩盘风险角度评估改革成效。理论上,在注册制信息披露新规下,注册制新上市公司将进行更多自主信息披露行为,从而建立高透明度声誉的信号机制(Leland and Pyle, 1977),有利于其吸引长期稳定资金,提升估值,而企业管理者也可以从股价变动中获取企业经营相关的有价值信息,提高上市企业的决策效率(Goldstein and Yang, 2015)。而投资者在理性决策下当选择投资信息披露较好的企业,并卖出信息披露差的企业,通过用脚投票倒逼存量上市企业,特别是与注册制新上市企业存在直接竞争关系的同伴企业,改变信息披露行为,提高信息披露质量。

然而,实证研究中识别同伴效应需要克服公司决策行为中存在的同步性和反射性偏差(Manski, 1993)等内生性问题。已有研究多采用 Leary and Roberts(2014)提出的同伴公司的特质收益率冲击作为同伴效应代理变量,但该方法并不能完全解决可能存在的影响决策变量且与市场共同公共因素冲击相关的遗漏变量问题。Lieber and Skimmyhorn(2018)提出通过寻找外生分配群组的政策冲击事件来解决上述可能的内生性问题。本文采用创业板注册制试点下信息披露改革作为政策冲击事件,引入注册制新上市企业信息披露行为外生变化,规避了存量上市企业信息披露行为可能受到其他未观察到的因素同步驱动的问题,为识别信息披露同伴效应提供了较好的场景。具体而言,本文以创业板注册制改革实施构造准自然实验,选取创业板存量企业为处理组,深交所主板存量企业为对照组,对创业板已上市的存量企业信息披露行为进行双重差分分析。^①同时,参考 Pan et al.(2019)、卞世博(2022)利用自然语言处理技术(natural language processing, NLP)在行业层面(Badertscher et al., 2013)构建主营业务相似程度进一步衡量新增注册制上市公司带来的同伴压力强度,进而利用广义双重差分方法检验信息披露的同伴效应,并从股价崩盘风险角度来评估上述同伴效应产生的经济影响。

本文研究主要发现如下:首先,双重差分检验发现注册制信息披露改革显著提升了创业板非注册制下存量上市企业信息披露频次,丰富了市场公司特质信息,提升了负面信息披露占比,降低了股价崩盘风险。其次,本文利用自然语言处理中常用的杰卡德相似度测度同群组内上市公司之间的主营业务相似性,在此基础上构造竞争压力强度代理变量,发现存量上市公司面临的同伴压力越大,信息披露频次、负面信息披露占比提升越显著,崩盘风险降低也越显著,且上述同伴效应对公司透明度越差、所处行业竞争程度越低的存量

^① 感谢审稿人提出改革试点选择的问题。本文选择创业板注册制改革而非科创板注册制改革作为外生冲击,一个重要原因是科创板是全新设立的板块,同一板块下没有存量上市企业,且科创板新设立时对账户开立有较高要求,投资者多为机构投资者,因此对其他板块存量企业影响可能相对有限。对比而言,创业板在注册制实施前已有大量上市企业,监管层明确提出要统筹推进增量改革与存量改革,配套实施了存量上市公司持续管理办法。在开立账户方面,创业板基本保持不变,使得事件前后投资者结构保持了延续性。因此,选择创业板注册制改革有利于本文构建双重差分模型识别信息披露改革的同伴效应。附录 I 实证结果也表明上述研究设计通过了平行趋势检验,且在控制科创板注册制改革的影响后,主要结论均保持不变。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

企业影响更为显著。最后,本文发现信息披露同伴效应显著提升了存量企业重大负面事件前股价对负面信息的调整速度,并有助于降低存量企业股价同步性与盈余管理水平,为注册制信息披露改革降低存量企业股价崩盘风险提供了进一步证据。

本文在文献中的贡献如下:第一,注册制改革相关研究。注册制改革试点实施后,文献多从发行审核阶段的信息披露改革角度考察注册制改革对IPO市场定价效率(赖黎等,2022;薛爽和王禹,2022)的影响。刘瑞林和李丹(2022)、巫岑等(2022)则利用注册制新上市公司披露招股说明书作为外生事件,研究对同行业上市公司投资效率以及股价同步性的溢出效应。而本文利用创业板注册制试点下信息披露改革作为政策事件,研究信息披露改革对非注册制下存量上市企业披露频次和披露内容的影响,拓展了注册制改革的研究视角与内容。第二,同伴效应相关研究。国内外文献对上市公司决策行为的同伴效应有大量研究,例如资本结构调整(Leary and Roberts, 2014)、股利政策(Grennan, 2019)、IPO决策(Aghamolla and Thankor, 2022)和企业负债行为(李志生等,2018)等,也有文献研究了企业信息披露决策的同伴效应(Shroff et al., 2017; Seo, 2021)。本文引入A股注册制试点下新上市公司信息披露的外生变化,利用NLP技术搭建存量上市公司与新上市公司的同伴网络并测度同伴压力强度,可以更有效地识别并检验同伴效应。第三,崩盘风险相关研究。关于崩盘风险的形成机制研究多围绕委托代理人问题带来的负面信息隐藏理论(Jin and Myers, 2006; Hutton et al., 2009)展开,然而实证研究中无法直接测度负面信息隐藏行为,因此多数研究从公司透明度指标或信息披露行为入手,例如上市公司与投资者自愿性信息互动(卞世博等,2022)、上市公司电话会议(曹廷求和张光利,2020)与网络平台互动(李文贵和路军,2022)等,但依然很难克服信息披露行为与崩盘风险之间可能存在的内生性问题。本文利用创业板注册制信息披露改革作为外生冲击,避免了相关内生性问题,为负面信息隐藏导致崩盘风险的理论机制提供了一个新的经验证据。

二、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

A股股票发行注册制改革沿用了我国金融市场渐进式改革模式。2019年7月22日,科创板开板,股票发行注册制试点正式在A股运行,2020年8月24日,创业板试点股票发行注册制,标志着A股市场全面深化改革进入“深水区”。股票发行注册制改革最突出的变化体现为新股发行上市信息披露的调整,将发行条件中可以由投资者判断的事项转化为更加严格的信息披露要求,发行人等相关主体在信息披露方面的责任更加重大;同时,在差异化披露要求下,发行人应当结合所在行业特点,披露自身创新、创造、创意的特征,充分介绍业务模式、公司治理、发展战略等信息,揭示可能对公司核心竞争力、经营稳定性以及未来发展产生重大不利影响的风险因素。与科创板注册制试点不同,创业板注册制试点推出时明确强调要统筹推进增量改革与存量改革,配套实施了《创业板上市公司持续监管办法(试行)》,鼓励已上市公司结合所属行业的特点,充分披露行业经营信息、公司核心竞争力、经营活动和对未来发展产生重大不利影响的风险因素,并自愿披露与投资者做

出价值判断和投资决策有关的信息。然而,上述信息披露政策改革对A股整体市场,特别是存量上市公司的信息披露行为带来何种影响还有待研究。

(二) 理论分析

1. 注册制信息披露改革影响评估

上市企业主动实施差异化信息披露,能够让投资者更及时地了解上市公司的特质性信息,有助于减少投资者与公司高管、大股东与小股东之间的信息不对称,降低委托代理成本(Jin and Myers, 2006),防止负面信息堆积形成“堰塞湖”并集中释放时带来股价崩盘式下跌(Hutton et al., 2009)。已有研究表明,A股上市公司与投资者自愿性信息互动(卞世博等,2022)、上市公司电话会议(曹廷求和张光利,2020)与网络平台互动(李文贵和路军,2022)等自主信息披露行为有助于提升上市公司信息披露质量,降低股价崩盘风险。股票发行注册制信息披露改革下,新增注册制上市公司进入市场进行差异化的信息披露,会给存量企业的信息披露带来显著的同伴效应(Seo, 2021)。新增注册制上市公司作为市场中信息披露的优等生,在监管法规下积极主动披露自身公司特质信息,吸引投资者注意力,高透明度声誉的信号机制(Leland and Pyle, 1977)会促使投资者将信息披露较少的存量同伴公司视为信息透明度差、质量较低的企业。上述倒逼机制使得存量公司最优决策应为响应同伴注册制新上市公司的信息披露外生变化,改变自身信息披露策略,自主增加信息披露频次,规避声誉降低而引发的资本成本上升的问题(Fishman and Hagerty, 1989)。因此,我们预期注册制试点下新股信息披露行为带来的正外部性(Dye, 1995),能进一步降低市场上信息不对称性(Bushee and Leuz, 2005),提升存量上市企业的信息披露行为,有利于重塑A股市场信息环境,稳定金融市场,且上述溢出效应跟存量上市公司受到的同伴竞争压力正相关。

综上,本文提出假说1:

假说1 创业板股票注册制信息披露改革,提高了创业板存量企业的主动信息披露,降低了存量企业崩盘风险;注册制新增上市企业带来的同伴压力越大,改革带来的存量企业信息披露提升带来的崩盘风险降低越显著。

2. 信息披露同伴效应的影响因素

信息披露同伴效应影响的大小可能与企业本身信息透明程度和所在行业的竞争程度有关。首先,已有研究从信息不对称角度出发,揭示了管理层可能因为股权质押(谢德仁等,2016)、高管减持(易志高等,2019)等原因进行盈余管理,掩盖负面信息,而当公司透明度越差、内部治理水平越低时,上述行为越容易引发负面信息集中释放,从而导致股价下跌(Kim and Zhang, 2014)。因此,本文认为当存量上市企业信息透明度越差,公司决策不确定性越大,投资者面临的信息不对称越严重时(Peress, 2010),新增注册制上市公司信息披露行为对其产生的压力越大,其信息披露行为提升将更加积极,股价崩盘风险降低也越显著。其次,当政策改革前行业内企业竞争程度较强时,存量企业在已有行业竞争布局下及时披露突出自身竞争优势的信息,导致其对额外引入的竞争同伴信息披露响应不敏感;而对于竞争程度较差、垄断性较高的行业,公司决策的外部不确定性较高,此时同伴公

司信息披露会为经理人额外提供渠道补足私人经营信息精度(Cheynel and Levine, 2020),降低经理人自愿信息披露门槛(Verrecchia, 1990)。进而对于竞争程度较差、垄断性较高的行业,行业内新增引入同伴竞争公司,行业内竞争程度边际提升较高,信息披露同伴效应会更显著(Aghamolla and Hashimoto, 2020)。

综上,本文提出假说2:

假说2 创业板存量企业公司信息不透明程度越高,行业竞争程度越低,注册制新增上市企业带来的信息披露同伴效应边际影响越显著。

三、研究设计

(一) 政策效应评估

本文以2020年8月24日创业板注册制实施为事件日,选择创业板存量上市企业为处理组,并采用倾向得分匹配法匹配深交所主板存量上市企业作为对照组,建立双重差分模型(1):

$$Y_{i,q} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_q + \Gamma Control_{q-1} + \mu_q + f_i + \nu_{i,q}. \quad (1)$$

考察创业板注册试点下信息披露改革对存量企业崩盘风险及信息披露行为的影响。 $Y_{i,q}$ 为股价崩盘风险解释变量 $Crash_Risk_{i,q}$ 或信息披露代理变量 $INF_DISC_{i,q}$; $Post_q$ 为政策虚拟变量,若变量时点为2020年第三季度及以后, $Post_q = 1$,反之, $Post_q = 0$; $Treat_i$ 为处理组虚拟变量,若个股*i*为创业板非注册制下的存量上市公司,则 $Treat_i = 1$,否则 $Treat_i = 0$ 。控制变量选取方面,借鉴Kim et al.(2011)选取公司规模、资产负债率、资产净收益率、市值账面比、上市公司年龄对数、个股季度相对市场收益率、季度内非流动性比率;考虑到内部治理水平影响公司自愿信息披露,参考现有文献(陆蓉和常维,2018),进一步引入季度内机构投资者持股比例、董事会召开次数、董事会中独立董事占比作为公司治理状态特征控制变量;本文还引入股票分析师覆盖数量作为异质信念代理变量加以控制;最后,本文控制了公司层面固定效应 f_i 与年-季度层面固定效应 μ_q ,所有系数的标准误均在公司层面进行聚类调整。

关于崩盘风险测度,借鉴Kim et al.(2011)、孟庆斌等(2018),利用式(2)在样本内各个季度使用日度A股市场加权平均收益率对个股日收益率回归得到残差项 $\epsilon_{i,q,t}$,并定义 $W_{it} = \ln(1 + \hat{\epsilon}_{i,t})$,参照式(3)和式(4),计算收益率的负偏度NCSKEW与股价上升和下降阶段波动性的差异DUVOL作为崩盘风险的衡量指标:

$$r_{i,q,t} = \beta_{0,i,q} + \beta_{1,i,q} r_{m,q,t-2} + \beta_{2,i,q} r_{m,q,t-1} + \beta_{3,i,q} r_{m,q,t} + \beta_{4,i,q} r_{m,q,t+1} + \beta_{5,i,q} r_{m,q,t+2} + \epsilon_{i,q,t}, \quad (2)$$

$$NCSKEW_{i,q} = -\frac{n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,t}^3}{(n-1)(n-2) \left(\sum W_{i,t}^2 \right)^{3/2}}, \quad (3)$$

$$DUVOL_{i,q} = \ln \frac{(n_u - 1) \sum_{Down} W_{i,t}^2}{(n_d - 1) \sum_{Up} W_{i,t}^2}. \quad (4)$$

关于信息披露代理变量测度,本文首先统计个股季度内五大类公司主动披露公告(第三方监督报告、投资者关系维护公告、高管变更及其声明公告、重大负面事件公告与公司治理准则公告)的次数^①,并对各类别的总数目值 $INFDISC$ 加 1 取对数计为 $\log(INFDISC+1)$ ^②。其次,为考察负面信息披露行为,本文使用姜富伟等(2021)与姚加权等(2021)提供的金融情感字典,将上市公司公告内容进行分词处理,参照 Antweiler and Frank(2004)使用正面词频与负面词频的差值除以该公告的总词数得到每篇公告的情绪指数,并在每个季度计算所有公告的平均情绪指数 $INFDISC_SENTI$ 作为信息披露情感倾向的代理变量,该数值越小说明公司披露负面信息占比越高,负面信息隐藏可能性越低。

(二) 同伴效应测度与检验

刘瑞琳和李丹(2022)、巫岑等(2022)使用注册制上市公司披露招股说明书作为外生事件,分别探究了注册制新上市公司信息披露对同行业存量公司研发创新与股价同步性的溢出效应。然而,同行业公司之间竞争程度更多取决于主营业务或产品的同质性,例如,Aghamolla and Thakor(2022)在研究医药行业内上市公司 IPO 行为的同伴效应时根据主营产品对同伴公司进行进一步匹配。参考上述文献,本文在同行业同伴效应代理变量的基础上,基于上市公司主营业务描述,利用 NLP 技术构建公司之间业务相似度,刻画存量上市公司面临的来自新上市公司的同伴竞争压力。具体而言,本文采用申万行业分类标准设立的 28 个一级行业^③,在同行业层面设立同伴公司群组,计算同群组内上市公司之间的主营业务杰卡德相似度序列(Pan et al., 2019),代入式(5)和式(6)构建如下两个代理变量:

$$PeerPres_JAC1_{i,q} = 1/K \sum_{i=1}^N J(A, B_i) + Peer_ind_{i,q}, \quad (5)$$

$$PeerPres_JAC2_{i,q} = \text{Max}(\{J(A, B_1), J(A, B_2), J(A, B_3) \cdots J(A, B_K)\}) + Peer_ind_{i,q}, \quad (6)$$

其中相似度序列均值或最大值刻画了存量上市公司 A 面临的同行业新上市公司因主营业务相似度带来的平均或最大同伴竞争压力(计算方式详见附录 II); $Peer_ind_{i,q}$ 用来刻画同行业在季度 q 内是否存在创业板注册制新上市公司带来的基础同伴竞争压力,参考刘瑞琳和李丹(2022)、巫岑等(2022),当季度 q 内公司 i 所处行业内存在注册制上市公司其取值为 1,否则为 0。相较于 $Peer_ind_{i,q}$, $PeerPres_JAC_{i,q}$ 还体现了上市公司主营业务之间的相似度,能更好地捕捉公司面临的同伴压力。

参考 Cao and Chen(2022),本文建立广义双重差分模型(7),对信息披露改革的同伴

① 本文认为倒逼机制带来的同伴效应更可能体现在上市公司自愿性信息披露上,因此本文利用 CSMAR 提供的数据库从上市公司所有披露公告中选取五大类主动信息披露公告来刻画其自愿性信息披露行为的变化。

② 未汇报结果显示,若对 $INFDISC$ 使用负二项模型进行回归,主要结论与使用 $\log(INFDISC+1)$ 作为被解释变量进行回归保持一致。

③ 考虑到申万行业分类会依据上市公司主营业务的变化及时进行调整,与现有行业数据具有较好的匹配性(陆蓉等,2017),本文采用申万一级分类标准下 28 个行业进行同伴压力指标构建。未汇报结果显示,若采用证监会颁布的《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)设立同伴公司群组构造同伴竞争压力指标,主要研究结论保持不变。

效应进行识别:

$$Y_{i,q} = \theta_0 + \theta_1 PeerPres_JAC_{i,q} \times Post_q + \Gamma Control_{q-1} + \mu_q + f_i + \epsilon_{i,q}, \quad (7)$$

其中, $Y_{i,q} = \{Crash_Risk_{i,q}, INF_DISC_{i,q}\}$, θ_1 衡量了新增注册制上市企业通过同伴竞争压力对创业板存量企业信息披露与崩盘风险的影响^①。

四、实证结果

(一) 样本与数据来源

本文使用的上市公司数据来源于国泰安 CSMAR 数据库, 鉴于创业板股票发行注册制改革实施于 2020 年 8 月 24 日, 本文以 2020 年第三季度作为注册制政策的当期, 选取 2018 年 1 月 1 日至 2022 年 6 月 30 日共 18 个季度作为样本区间。表 1 显示, 在样本期间创业板新增注册制上市公司 330 家, 注册制实施前创业板存量上市企业为 837 个, 深圳主板存量上市企业为 1 481 个。

表 1 创业板注册制改革试点实施前后上市企业分布

时点	创业板	深证主板	合计
注册制前已上市	837	1 481	2 318
注册制后新上市	330	81	411
合计	1 167	1 562	2 729

本文剔除样本区间内被标注 ST 以及被退市的股票^②与金融类企业股票。考虑到处理组与控制组样本在公司特征上的差异, 本文基于政策前一期数据, 根据两组公司在公司规模、资产负债率、资产净收益率、账面市值比、行业内企业总数、上市公司年龄、个股季度收益率、换手率、第一大股东持股比例及其平方 10 个维度特征以及行业分布, 进行无放回最近邻 PSM 匹配, 最终获取处理组 395 家与控制组 566 家公司数据开展后续实证分析。^③

为排除极端值的影响, 本文对所有变量进行 1% 缩尾处理, 变量描述性统计如表 2 所示。股价崩盘风险均值为 -0.428 与 -0.318, 标准差分别为 0.711 与 0.446, 表明不同股票间股价崩盘风险呈现较大差异。公司季度内主动信息披露公告总数均值为 3.065, 标准差为 3.803, 主动公告披露频次分散度较大; 信息披露情感倾向均值为 1.669%。同伴压力指标均值为 0.210 与 0.251, 标准差为 0.407 与 0.455。

① 在主要回归中, $PeerPres_JAC_{i,q}$ 针对所有控制组企业 i 定义为 0, 即假设同伴效应仅存在于创业板中。在附录 III 稳健性检验中, 本文放宽该约束, 假设创业板新增注册制上市企业信息披露改革对深交所所有存量企业均有影响, 回归结果显示本文主要结论不变。

② 为排除退市股票对样本的影响, 本文要求样本公司为 2018 年前就已上市的存量企业, 且不存在被 ST 或退市的情况。

③ 附录 IV 表 IV 1 Panel A 显示匹配后两组公司的公司特征差异基本消除, 规避了样本自选择偏差带来的内生性问题。

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	均值	标准差	10 分位数	中位数	90 分位数	样本量
NCSKEW	-0.428	0.711	-1.31	-0.413	0.398	16 172
DUVOL	-0.318	0.446	-0.891	-0.331	0.263	16 172
INFDISC_SENTI	1.669	0.576	0.947	1.667	2.388	16 181
INFDISC	3.065	3.803	0.414	1.721	7.159	16 181
PeerPres_JAC1	0.210	0.407	0	0	1	15 759
PeerPres_JAC2	0.251	0.455	0	0	1	15 759

(二) 政策效应评估

1. 注册制信息披露改革与存量企业崩盘风险检验结果

表 3 第(1)列和第(4)列汇报了存量上市企业崩盘风险双重差分检验结果。当被解释变量为股价崩盘风险时, $Treat \times Post$ 系数为 -0.140 与 -0.068 , 均在 1% 水平下负向显著。基于表 2 汇报的崩盘风险均值, 可以发现注册制信息披露改革后处理组相较控制组, 股价崩盘风险平均降低 32.7% ($0.140/0.428$) 与 21.3% ($0.068/0.318$)。上述结果表明, 注册制信息披露改革后, 无论从统计还是经济显著水平来看, 创业板存量企业较控制组股价崩盘风险下降更显著, 符合假说 1 预期。

信息披露同伴效应检验方面, 表 3 第(2)–(3)列结果显示, $PeerPres_JAC1 \times Post$ 与 $PeerPres_JAC2 \times Post$ 系数值分别为 -0.128 与 -0.114 , 均在 1% 的显著水平下为负, 即同伴竞争压力每提升 10%, 处理组较控制组其股价崩盘风险降低 3.0% ($0.1 \times 0.128/0.428$); 使用 $DUVOL$ 作为崩盘风险代理变量检验结果类似。上述研究结果表明, 注册制新上市企业对行业内存量同伴公司股价崩盘风险产生了显著的溢出效应, 支持假说 1。

表 3 注册制信息披露改革与存量企业股价崩盘风险检验结果

变量	NCSKEW			DUVOL		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.140^{***} (0.025)			-0.068^{***} (0.015)		
$PeerPres_JAC1 \times Post$		-0.128^{***} (0.024)			-0.063^{***} (0.015)	
$PeerPres_JAC2 \times Post$			-0.114^{***} (0.022)			-0.054^{***} (0.014)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司与季度固定效应	是	是	是	是	是	是
Adj. R^2	0.052	0.051	0.051	0.071	0.071	0.071
N	15 936	15 513	15 513	15 936	15 513	15 513

注: 括号内为经公司层面聚类调整的标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。下同。

2. 注册制信息披露改革与存量企业信息披露行为检验结果

表4报告了注册制新上市企业对行业内存量同伴公司信息披露行为影响的检验结果。其中,第(1)列结果显示 $Treat \times Post$ 系数值为 0.163,在 1% 显著水平下为正,即相对于控制组,处理组存量上市企业每季度五大类主动公告披露次数平均增加 5.3%(0.163/3.065)。第(4)列结果显示,当被解释变量为信息披露情感时, $Treat \times Post$ 系数值为 -0.057,且在 1% 的显著水平下为负,即相对于控制组,处理组公告披露负面信息占比增加 3.4%(0.057/1.669),表明处理组存量企业意愿披露更多企业负面信息,减少了负面信息累积导致的股价崩盘风险,符合假说 1。

表 4 注册制信息披露改革与存量企业公告披露变化检验结果

变量	log(INFDISC + 1)			INFDISC_SENTI		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	0.163*** (0.025)			-0.057*** (0.020)		
$PeerPres_JAC1 \times Post$		0.152*** (0.025)			-0.050** (0.020)	
$PeerPres_JAC2 \times Post$			0.119*** (0.022)			-0.037** (0.018)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司与季度固定效应	是	是	是	是	是	是
Adj. R^2	0.263	0.264	0.263	0.052	0.053	0.053
N	15 944	15 521	15 521	15 944	15 521	15 521

信息披露同伴效应检验方面,表4第(2)–(3)列结果显示, $PeerPres_JAC1 \times Post$ 与 $PeerPres_JAC2 \times Post$ 系数值为 0.152 与 0.119,在 1% 显著水平下为正,即当新增创业板注册制上市公司与存量企业所处行业主营业务相似度越高时,带来的行业内同伴竞争压力越大,存量企业主动披露公告频次提升越显著。当被解释变量为信息披露情感时,第(5)–(6)列结果显示 $PeerPres_JAC1 \times Post$ 与 $PeerPres_JAC2 \times Post$ 系数值为 -0.050 与 -0.037,均在 5% 显著水平下为负,即同伴竞争压力越大,存量企业披露信息中负面信息所占比例越高,负面信息累积程度降低越显著。

3. 存量企业信息披露行为变化对股价崩盘风险影响的检验结果

本节参考巫岑等(2022),采用两阶段最小二乘法,进一步考察注册制信息披露改革同伴效应带来的存量企业信息披露行为变化对股价崩盘风险的影响,避免因企业信息披露行为与企业崩盘风险之间的内生性带来的估计偏差。首先,表5第(1)列和第(4)列一阶段 $PeerPres_JAC1 \times Post$ 估计系数与表4一致^①;其次,第(2)–(3)列结果显示,

^① 为节约文章篇幅,后续同伴效应检验仅汇报采用 $PeerPres_JAC1$ 的检验结果,采用 $PeerPres_JAC2$ 的结果与其保持一致。

$\widehat{\log(INFDISC + 1)}$ 系数估计值均在 1% 水平下显著为负, 表明外生引入注册制上市企业带来的同伴竞争压力, 显著增加了存量企业自主信息披露, 丰富了市场特质信息, 进而降低了存量企业崩盘风险; 最后, 第 (5) — (6) 列结果显示, $\widehat{INFDISC_SENTI}$ 系数值均在 5% 水平下显著为正, 即注册制上市公司带来的信息披露同伴竞争压力引发了存量企业负面信息披露占比增加, 减少了负面信息累积, 降低了存量企业崩盘风险, 支持假说 1。

表 5 信息披露行为同伴效应与崩盘风险变化检验结果

变量	1 st Stage		2 nd Stage		1 st Stage		2 nd Stage	
	$\widehat{\log(INFDISC + 1)}$	NCSKEW	DUVOL	$\widehat{INFDISC_SENTI}$	NCSKEW	DUVOL		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
<i>PeerPres_JAC1</i> × <i>Post</i>	0.152*** (0.025)			-0.051** (0.020)				
$\widehat{\log(INFDISC + 1)}$		-0.848*** (0.204)	-0.414*** (0.118)					
$\widehat{INFDISC_SENTI}$					2.542** (1.130)	1.243** (0.599)		
控制变量	是	是	是	是	是	是		
公司与季度固定效应	是	是	是	是	是	是		
N	15 508	15 508	15 508	15 508	15 508	15 508		
F-Test of Excluded Instruments	37.97***			6.48 ***				

(三) 异质性分析检验结果

为考察存量企业信息透明度对信息披露同伴效应的影响, 参考 Kim and Verrecchia (2001) 计算存量企业政策前季度信息披露质量 *KV* 值并进行排序, 若该值高于样本公司 *KV* 中位数, 公司信息披露质量较差, 分组虚拟变量 *Company Opacity* 取 1, 否则取 0。为考察存量企业所处行业的竞争程度对信息披露同伴效应的影响, 本文参考 Aghamolla and Thankor (2022) 根据政策前一季度各公司所处行业的赫芬达指数 (HHI) 构造分组虚拟变量, 若公司所处行业 HHI 指数低于行业中位数, *Ind_Competetion* 取 1, 否则取 0。按照上述分组变量依次对模型 (7) 进行分组回归, 结果如表 6 所示。

表 6 Panel A 第 (1) — (4) 列结果显示, 高信息不透明度公司组别 *PeerPress_JAC1* × *Post* 系数值显著低于低信息不透明度组别, 即信息不透明度越高, 信息披露同伴效应对股价崩盘风险降低越显著。第 (5) — (8) 列结果显示, 高信息不透明度公司面对同伴竞争压力, 更愿意主动披露公司特质信息, 且披露信息中负面信息占比越高。上述发现与巫岑等 (2022) 结论一致, 即注册制上市公司带来的倒逼机制主要体现在信息环境较差的同伴公司。表 6 Panel B 第 (1) — (4) 列结果显示, 低竞争度行业组别 *PeerPress_JAC1* × *Post* 系数值显著低于高竞争度行业组别, 即存量企业所处行业竞争程度越低, 注册制上市公司带来的信息披露同伴效应对股价崩盘风险降低越显著。第 (5) — (8) 列显示, 低行业竞争度

组别存量公司,信息披露同伴效应带来的主动公告披露数量以及负面信息披露频次提升均显著高于高行业竞争度组别存量公司,研究结论与崩盘风险检验结果保持一致,支持假说2。

表6 注册制改革同伴效应与崩盘风险异质性检验结果

Panel A. 按 <i>Company Opacity</i> 分组	NCSKEW		DUVOL		log(INFDISC + 1)		INFDISC_SENTI	
	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>PeerPress_JAC1</i> × <i>Post</i>	-0.191***	-0.077**	-0.095***	-0.042*	0.192***	0.114***	-0.080***	-0.027
	(0.033)	(0.035)	(0.022)	(0.022)	(0.034)	(0.036)	(0.028)	(0.029)
Diff in Coef.: <i>Low.vs.High</i>	0.114***		0.053**		-0.077**		0.053*	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
公司与季度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Adj. R ²	0.047	0.059	0.060	0.085	0.257	0.247	0.026	0.055
N	7 776	7 737	7 776	7 737	7 776	7 737	7 776	7 737
Panel B. 按 <i>Ind_Competition</i> 分组	NCSKEW		DUVOL		log(INFDISC + 1)		INFDISC_SENTI	
	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>PeerPress_JAC1</i> × <i>Post</i>	-0.085**	-0.162***	-0.025	-0.074***	0.043	0.134***	-0.012	-0.065**
	(0.036)	(0.033)	(0.022)	(0.021)	(0.035)	(0.035)	(0.026)	(0.032)
Diff in Coef.: <i>Low.vs.High</i>	-0.078*		-0.049**		0.091**		0.053*	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
公司与季度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Adj. R ²	0.050	0.054	0.069	0.073	0.269	0.260	0.054	0.053
N	6959	8554	6959	8554	6964	8557	6964	8557

五、进一步分析

(一) 同伴压力与负面信息披露——基于事件研究法的分析

已有文献着眼于股东股权质押(谢德仁等,2016)、高管减持(易志高等,2019)等重大负面事件,揭示管理层刻意操纵企业好消息和坏消息分布的不对称性是后续负面信息的累积释放导致股价崩盘风险的重要原因。若注册制信息披露改革能有效激励上市公司及时公布信息,特别是意愿公布负面信息,将能有效防止负面消息累积,从而显著降低重大负面事件引发的股价崩盘风险。本节基于事件研究法,参考苏冬蔚和彭松林(2019)选取样本公司重大法律诉讼、大股东减持、违规事件^①,考察注册制信息披露改革前后上述重大

① 违规事件数据来自国泰安违规处理数据库。

负面事件窗口周围累计异常收益率变化^①。若新增注册制上市公司竞争同伴效应能约束存量企业及时披露负面信息,本文预期上述重大负面事件发生前,市场会及时吸纳负面信息,股票价格对于负面信息调整更迅速显著。

表 7 汇报了重大负面事件公告前后累积异常收益率在改革前后变化差异检验结果。首先,第(1)列结果显示,当被解释变量为 $CAR[-20,0]$ 时, $Post \times PeerPres_JAC1$ 的系数值为 -0.024,在 1% 的显著水平下为负,即改革后处理组存量企业重大负面事件发生前累积异常收益率越为负,表明存量企业面对的注册制上市公司信息披露同伴竞争压力越大,存量企业更意愿自主披露信息,特别是及时披露负面信息,进而在重大负面事件发生前,其股价更及时地吸纳负面信息进行调整。其次,重大负面信息披露后,第(2)~(5)列结果显示, $Treat \times PeerPres_JAC1$ 系数值均不显著,表明存量企业及时披露负面信息下,股价在重大负面事件发生前对负面信息吸纳越充分,避免了重大负面事件后股价异常负收益率累积^②。

表 7 同伴压力、负面事件与累计异常收益率检验结果

变量	CAR[-20,0]	CAR[0,5]	CAR[0,10]	CAR[0,20]	CAR[0,60]
	(1)	(2)	(2)	(4)	(5)
$Post \times PeerPres_JAC1$	-0.024*** (0.007)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)	0.002 (0.007)	0.031 (0.018)
控制变量	是	是	是	是	是
行业与月度固定效应	是	是	是	是	是
Adj. R^2	0.068	0.010	0.024	0.040	0.072
N	6 827	6 892	6 891	6 885	6 637

(二) 信息披露质量、同伴压力与崩盘风险变化

股价同步性与企业真实盈余管理水平是两个常用的反映企业信息披露质量的测度指标,本节通过考察注册制上市企业信息披露同伴效应是否会降低存量企业股价同步性与真实盈余管理水平,从而降低存量企业股价崩盘风险。首先,股价与市场的同步性较高而自身的特质信息少,坏消息集中释放容易导致股价崩盘式下跌(Jin and Myers, 2006),因此注册制上市企业带来的信息披露同伴效应越大,存量企业披露公司特质信息增多,股价同步性降低,会进一步削弱股价崩盘风险。其次,在大股东与高管机会主义和徇私倾向较高的情况下,管理层利用“非透明高管行为”对公司盈余水平进行修饰操纵、掩盖真实经营状况和负面信息,加剧公司内委托代理问题并引致股价崩盘风险(Hutton et al., 2009;

① 本文参考 Daniel et al.(1997)提出的公司层面特征调整法,根据上个月所有 A 股上市公司流通市值以及账面市值比进行双向筛选组合,获得 5×5 总计 25 个投资组合,进而定义异常收益率 AR 为 $r - \bar{r}$,其中 r 为个股日收益率, \bar{r} 为个股所在投资组合股票的日收益率均值。本文计事件日当天 $t=0$,进而累积异常收益率 $CAR[t_1, t_2] = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t$ 。

② 鉴于事件研究法中样本为个股-事件日稀疏面板,且个别公司重大负面事件发生频次较少,控制公司固定效应会减少实际有效估计样本数,进而参考 Anand and Khanna(2000),对行业固定效应进行控制,系数标准误在行业层面聚类调整。

Kim et al., 2011)。本文预期注册制上市企业带来的信息披露同伴效应越大,信息披露正外部性形成对存量企业外部监督机制,抑制管理层出于私利行为进行的真实盈余管理掩盖负面信息,进而削弱股价崩盘风险。

股价同步性度量方面,本文参考肖浩和孔爱国(2014),估计市场模型可决系数,取其对称变换形式 \widehat{SYNC} 作为股价同步性代理变量。企业真实盈余管理水平度量方面,本文参考 Cornett et al.(2008)采用修正的 Jones 模型,估计企业季度内可操控应计利润 DAC 。进而采用两阶段最小二乘法,将 \widehat{SYNC} 与 DAC 作为中介变量,考察注册制上市公司信息披露同伴效应对股价崩盘风险的影响。表 8 第(1)列结果显示,当被解释变量为 \widehat{SYNC} 时, $PeerPress_JAC1 \times Post$ 系数在 5% 显著水平下为负,即注册制上市公司带来的信息披露同伴竞争压力越大,存量企业股价同步性降低越显著;第(2)–(3)列结果显示, \widehat{SYNC} 系数均在 5% 水平上正向显著,即由信息披露同伴效应带来的股价同步性减少显著降低了股价崩盘风险。当被解释变量为 DAC 时,第(4)列结果显示, $PeerPress_JAC1 \times Post$ 系数在 1% 显著水平下为负,第(5)–(6)列结果显示, DAC 系数值分别在 1% 和 5% 显著水平下为正,表明注册制上市公司带来的信息披露同伴竞争压力越大,存量企业盈余管理水平降低越显著,进一步降低了股价崩盘风险。表 8 结果表明,注册制新上市企业信息披露行为对行业内同伴竞争公司股价同步性与盈余管理产生了显著的负向溢出效应,进而显著降低了股价崩盘风险。

表 8 信息披露质量同伴效应与崩盘风险变化检验结果

变量	1 st Stage		2 nd Stage		1 st Stage		2 nd Stage	
	\widehat{SYNC}		$NCSKEW$		DAC		$DUVOL$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
$PeerPress_JAC1 \times Post$	-0.111**			-0.027***				
	(0.047)			(0.008)				
\widehat{SYNC}		1.061**	0.517**					
		(0.484)	(0.246)					
DAC					4.300***	2.124**		
					(1.587)	(0.856)		
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
公司与季度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	15 513	15 513	15 513	15 333	15 333	15 333	15 333	15 333
F-Test of Excluded Instruments	5.67***			10.24***				

六、政策启示与局限

本文研究有如下政策启示。第一,本文为科学评估注册制实施提供了新的角度,研究表明股票发行注册制不仅能提升新增注册制上市企业信息披露质量,同时也通过同伴效

应渠道激励存量企业提升信息披露频次和质量,有利于推动 A 股市场信息环境重构,减少市场信息不对称性,从而降低股价崩盘风险,维护金融市场稳定;第二,建立公平公正的行业竞争机制,完善并提升企业的外部监督制度以及丰富信息外部关注与扩散渠道有助于进一步发挥注册制改革带来的正向溢出效应。

本文研究还存在一些局限。第一,在信息披露质量测度方面,本文目前依然遵循文献,通过统计信息披露内容中正负面词汇占比来测度信息披露的负面性,未来需进一步结合文本分析与人工智能等前沿方法,如 ChatGPT,更准确地刻画真实的信息披露质量;第二,在同伴压力测度方面,可进一步从特定产业链而非行业出发,结合产品研发信息等更颗粒化的数据,更准确地构造公司之间的同伴网络,从而更精确地识别信息披露行为的同伴效应。

参 考 文 献

- [1] Aghamolla, C., and R. T. Thakor, "IPO Peer Effects", *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(1), 206-226.
- [2] Aghamolla, C., and T. Hashimoto, "Information Arrival, Delay, and Clustering in Financial Markets with Dynamic Freeriding", *Journal of Financial Economics*, 2020, 138(1), 27-52.
- [3] Anand, B. N., and T. Khanna, "Do Firm Learn to Create Value? The Case of Alliances", *Strategic Management Journal*, 2000, 21, 295-315.
- [4] Antweiler, W., and M. Z. Frank, "Is All That Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards", *Journal of Finance*, 2004, 59(3), 1259-1294.
- [5] Badertscher, B., N. Shroff., and H. D. White, "Externalities of Public Firm Presence: Evidence from Private Firms' Investment Decisions", *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3), 682-706.
- [6] Bushee, B. J., and C. Leuz, "Economic Consequences of SEC Disclosure Regulation: Evidence from the OTC Bulletin Board", *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(2), 233-264.
- [7] 卞世博、陈曜、汪训孝, "高质量的互动可以提高股票市场定价效率吗? ——基于‘上证 e 互动’的研究",《经济学》(季刊), 2022 年第 3 期, 第 749—772 页。
- [8] Cao, Y., and S. Chen, "Rebel on the Canal: Disrupted Trade Access and Social Conflict in China", *American Economic Review*, 2022, 112, 1650 - 1911.
- [9] 曹廷求、张光利, "自愿性信息披露与股价崩盘风险: 基于电话会议的研究",《经济研究》, 2020 年第 11 期, 第 191—207 页。
- [10] Cheynel, E., and C. B. Levine, "Public Disclosures and Information Asymmetry: A Theory of the Mosaic", *The Accounting Review*, 2020, 95(1), 79-99.
- [11] Cornett, M. M., A. J. Marcus., and H. Tehranian, "Corporate Governance and Pay-for-Performance: The Impact of Earnings Management", *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(2), 357-373.
- [12] Daniel, K., M. Grinblatt., S. Titman., and R. Wermers, "Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks", *Journal of Finance*, 1997, 52, 1035-1058.
- [13] Dye, R. A., and S. S. Sridhar, "Industry-wide Disclosure Dynamics", *Journal of Accounting Research*, 1995, 33(1), 157-17.
- [14] Fishman, M. J., and K. M. Hagerty, "Disclosure Decisions by Firms and the Competition for Price Efficiency", *Journal of Finance*, 1989, 44, 633-646.
- [15] Goldstein, I., and L. Yang, "Information Diversity and Complementarities in Trading and Information Acquisi-

- tion”, *Journal of Finance*, 2015, 70(4), 1723-1765.
- [16] Grennan, J., “Dividend Payments as a Response to Peer Influence”, *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(3), 549-570.
- [17] Hutton, A. P., A. J. Marcus., and H. Tehranian, “Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk”, *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1), 67-86.
- [18] 姜富伟、孟令超、唐国豪, “媒体文本情绪与股票回报预测”, 《经济学》(季刊), 2021年第4期, 第1323—1344页。
- [19] Jin, L., and S. C. Myers, “R² around the World: New theory and New Tests”, *Journal of Financial Economics*, 2006, 79, 257-292.
- [20] Kim, J., Y. Li., and L. Zhang, “Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(3), 639-662.
- [21] Kim, J., and L. Zhang, “Financial Reporting Opacity and Expected Crash Risk: Evidence from Implied Volatility Smirks”, *Contemporary Accounting Research*, 2014, 31(3), 851-875.
- [22] Kim, O., and R. E. Verrecchia, “The Relation Among Disclosure, Returns and Trading Volume Information”, *Accounting Review*, 2001, 76(4), 633-654.
- [23] 赖黎、蓝春丹、秦明春, “市场化改革提升了定价效率吗? ——来自注册制的证据”, 《管理世界》, 2022年第4期, 第172—184+185—190页。
- [24] Leary, M. T., and M. R. Roberts, “Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy?”, *Journal of Finance*, 2014, 69(1), 139-178.
- [25] Leland, H. E., and D. H. Pyle., “Informational Asymmetries, Financial structure, and Financial Intermediation”, *Journal of Finance*, 1977, 32 (2), 371-387.
- [26] 李文贵、路军, “网络平台互动与股价崩盘风险: ‘沟通易’还是‘操纵易’”, 《中国工业经济》, 2022年第7期, 第178—196页。
- [27] 李志生、苏诚、李好和、孔东民, “企业过度负债的地区同群效应”, 《金融研究》, 2018年第9期, 第74—90页。
- [28] Lieber, E. M. J., and W. Skimmyhorn, “Peer Effects in Financial Decision-making”, *Journal of Public Economics*, 2018, 163, 37-59.
- [29] 刘瑞琳、李丹, “注册制改革会产生溢出效应吗? ——基于企业投资行为的视角”, 《金融研究》, 2022年第10期, 第170—188页。
- [30] 陆蓉、常维, “近墨者黑: 上市公司违规行为的‘同群效应’”, 《金融研究》, 2018年第8期, 第172—189页。
- [31] 陆蓉、何婧、崔晓蕾, “资本市场错误定价与产业结构调整”, 《经济研究》, 2017年第11期, 第104—118页。
- [32] Manski, C. F., “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”, *Review of Economic Studies*, 1993, 60 (3), 531-542.
- [33] 孟庆斌、侯德帅、汪叔夜, “融券卖空与股价崩盘风险——基于中国股票市场的经验证据”, 《管理世界》, 2018年第4期, 第40—54页。
- [34] Pan, Y., P. Huang., and A. Gopal, “Storm Clouds on the Horizon? New Entry Threats and R&D Investments in the U. S. IT Industry”, *Information Systems Research*, 2019, 30(2), 540-562.
- [35] Peress, J., “Product Market Competition, Insider Trading, and Stock Market Efficiency”, *Journal of Finance*, 2010, 65 (1), 1-43.
- [36] Seo, H., “Peer Effects in Corporate Disclosure Decisions”, *Journal of Accounting and Economics*, 2021, 71(1), 1-23.
- [37] Shroff, N., R. S. Verdi., and B. P. Yost, “When Does the Peer Information Environment Matter?”, *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 64, 183-214.
- [38] 苏冬蔚、彭松林, “卖空者与内幕交易——基于我国证券市场的实证研究”, 《金融研究》, 2019年第9期, 第188—207页。
- [39] Verrecchia, R. E., “Information Quality and Discretionary Disclosure”, *Journal of Accounting and Economics*,

1990, 12 (4), 365-380.

- [40] 巫岑、饶品贵、岳衡, “注册制的溢出效应: 基于股价同步性的研究”, 《管理世界》, 2022 年第 12 期, 第 177—202 页。
- [41] 肖浩、孔爱国, “融资融券对股价特质性波动的影响机理研究: 基于双重差分模型的检验”, 《管理世界》, 2014 年第 8 期, 第 30—43+187—188 页。
- [42] 谢德仁、郑登津、崔宸瑜, “控股股东股权质押是潜在的‘地雷’吗? ——基于股价崩盘风险视角的研究”, 《管理世界》, 2016 年第 5 期, 第 128—140+188 页。
- [43] 薛爽、王禹, “科创板 IPO 审核问询回复函与首发抑价”, 《管理世界》, 2022 年第 4 期, 第 185—203 页。
- [44] 姚加权、冯绪、王赞钧、纪荣嵘、张维, “语调、情绪及市场影响: 基于金融情绪词典”, 《管理科学学报》, 2021 年第 5 期, 第 26—46 页。
- [45] 易志高、李新丹、潘子成、茅宁, “公司高管减持同伴效应与股价崩盘风险研究”, 《经济研究》, 2019 年第 11 期, 第 54—70 页。

The Peer Effects of Information Disclosure Promote Financial Market Stability: Empirical Study Based on the Registration System Information Disclose Reform of GEM

CHEN Haiqiang NI Bo* SONG Muqing

(Xiamen University)

LIAO Peisen

(Guotai Junan Securities Co., Ltd.)

Abstract: Improvement of information disclosure decreases the risk of stock price crash. Based on Registration System Information Disclose Reform of Growth Enterprises Market, we find that existing-listed companies increase the frequency and proportion of negative information of information disclosure responding to the information disclosure behavior of their peer newly-listed companies, which significantly reduces the risk of stock price crash. The above effects are stronger for companies with higher information opacity and lower industry competition. Moreover, the peer effects accelerate stock prices adjusting to negative information, reduce price synchronicity and earnings management, providing further evidence for the information disclosure reform to promote financial market stability.

Keywords: information disclosure; peer effects; financial market stability

JEL Classification: G14, G12, G10

* Corresponding Author: NI Bo, The School of Economics, Xiamen University, 422 Siming South Road, Siming District, Xiamen, Fujian 361005; Tel: 86-592-2186795; E-mail: brankol.nea@xmu.edu.cn.