

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2023.06.005

股权质押渠道与金融市场稳定^①

——基于股价崩盘风险的视角

陈海强^{1,2,3}, 赵潇洋^{2*}, 李东旭^{1,2,3*}

(1. 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门 361005; 2. 厦门大学经济学院金融系, 厦门 361005;
3. 厦门大学数据金融交叉实验室, 厦门 361005)

摘要: 2018年股权质押危机引发各界对股权质押风险的广泛关注,本文利用2004年—2019年A股上市公司股权质押明细数据,从股权质押业务由场外到场内演变的角度,探究股权质押渠道对股价崩盘风险的影响.本文研究发现场内、场外质押渠道对股价崩盘风险的影响存在显著差异:上市公司第一大股东场内质押比例越高,个股股价崩盘风险越大,而其场外质押比例并未显著提升股价崩盘风险.本文进一步以2013年场内质押交易开放作为外生冲击,采用双重差分模型,对上述发现进行机制检验,结果发现场内质押逐日盯市和强制平仓的风险处置机制,在股价下行阶段容易触发杠杆效应,引发崩盘危机.上述发现在经过一系列稳健性检验和替代机制检验后保持稳健.本文从股权质押渠道的角度为完善我国股权质押交易机制提供了有益思考.

关键词: 股权质押渠道; 杠杆效应; 股价崩盘风险; 金融市场稳定

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)06-0081-15

0 引言

股权质押业务是指股东以股权为质押品向质权人借款的一种融资方式,近年来已成为众多上市公司及其股东获取外部融资的重要渠道.然而,一些上市公司大股东的过度质押行为(例如:乐视网),加之质权方对股权质押业务风险估计不足,使得大量质押股权在市场下行阶段引发股价崩盘风险,对金融市场稳定带来了负面影响,尤其是2018年股权质押危机的爆发,引发了各方对股权质押业务风险的广泛关注.根据Wind数据统计,在股权质押危机集中爆发时期,A股市场有超过2000家上市企业存在尚未解押股权,其中,近一千只股票股价跌破预警线,逾500只股票股价跌破平仓线.

我国股权质押业务的发展大致可以分为两个阶段,早期股权质押业务为场外质押,其形式与抵押借款类似.2013年5月,证监会发布《股票质押式回购交易及登记结算业务办法(试行)》,允许证券公司通过沪深交易所系统上报股权质押业务,正式引入场内质押交易.相比于场外质押,场内质押业务更为标准化,审批流程更加便捷、迅速,因此一经推出就受到市场广泛欢迎,业务规模迅速扩张.在风险控制方面,场内质押采取逐日盯市和强制平仓的机制,一旦股价跌破预警线,出质方必须及时追加质押;如果股东质押比例过高,无法追加质押股权,则会触发强制平仓机制,并致使质权方也蒙受巨额损失^②.在市场持续下行阶段,大面积质押遭遇强平、券商频繁爆雷事件还会引

① 收稿日期:2022-01-24;修订日期:2022-12-09.

基金项目:国家自然科学基金资助项目(72233002;72173104;71988101;72102202);国家重点研发计划资助项目(2021QY2100);中央高校基本科研业务费资助项目(2072021122).

通讯作者:赵潇洋(1991—),女,辽宁大连人,博士生. Email: angela.xyzhao@outlook.com;

李东旭(1991—),男,四川泸州人,博士,助理教授. Email: lidongxu@xmu.edu.cn

② 据统计,2018年,太平洋证券、兴业证券、东兴证券、西部证券等十余家券商,因股票质押业务计提的资产减值高达30亿元.

发市场恐慌情绪,使得更多高比例质押个股股价“崩盘”,加剧股票市场风险,并触发金融机构因股权质押流动性问题带来的连锁反应,对金融市场稳定造成负面影响。党的十八大以来,习近平总书记高度重视防范化解重大经济金融风险,强调防范化解金融风险特别是防止发生系统性金融风险是金融工作的根本性任务和永恒主题。场内质押业务作为我国资本市场重要金融创新举措,为上市公司及其股东提供了新的融资渠道,与此同时,把握好金融创新与金融稳定的平衡,在股权质押业务“场内化”实施进程中兼顾金融市场稳定也至关重要。

已有关于金融市场稳定的文献主要关注市场交易机制和公司投融资行为对公司股价崩盘风险的影响,例如:褚剑和方军雄^[1]发现我国融资融券制度中融资交易存在杠杆效应,在股价下跌阶段,会导致个股崩盘风险的上升,影响资产价格稳定;而彭俞超等^[2]发现上市公司过度金融化会导致企业未来股价崩盘风险上升,引起金融市场波动。还有文献还从公司治理的角度,研究了控股股东质押对股价崩盘风险的影响。部分文献^[3,4]认为上市公司大股东,尤其是控股股东,在股权质押后由于担心控制权受股价波动影响被强制转移,存在市值管理动机,从而降低股价崩盘风险。另一部分文献^[5,6]则发现控股股东质押可能存在利益侵占行为,会增加委托代理成本,加剧股价崩盘风险;上述文献基于不同样本区间^③以及不同研究视角,得出了完全相反的结论,而目前尚未有研究从理论和实证角度给出合理的解释,这也使得股权质押危机之后相关监管措施的推出缺少理论支撑。通过对已有文献的进一步探究,发现早期文献^[3]的研究对象主要为上市公司控股股东场外质押,而后续研究^[5,6]则包含了2013年场内质押开放之后的相关数据,鉴于场内和场外股权质押渠道在风险控制等方面存在明显差异,本研究有理由猜想质押渠道的演变带来了股权质押对企业崩盘风险影响的变化,进而影响金融市场稳定。

针对上述研究问题,本研究对A股上市公司2004年—2019年股权质押明细数据进行了梳理,并从股权质押渠道演变的角度分析股权质押“场内化”对股票价格与金融市场稳定带来的影响。

本研究发现,2013年场内质押交易机制开放之后,上市公司第一大股东质押比例对于企业股价崩盘风险产生的正向影响显著提高;本研究还发现上市公司第一大股东场内质押比例对股价崩盘风险的影响显著为正,而其场外质押比例并未显著放大股价崩盘风险。这一结果在经过工具变量对内生性问题进行处理以及一系列稳健性检验后依旧成立。进一步,本研究还以2013年场内质押业务开放这一事件作为外生冲击,采用双重差分模型对基准回归结果进行了因果识别,发现场内质押业务的逐日盯市和强制平仓风险处置机制,在市场下行阶段容易引发杠杆效应,进而触发质押股票股价出现加速下跌的影响机制。此外,针对场内与场外质押业务在准入门槛以及质押流程等方面的差异,而造成股权质押渠道对股价崩盘风险影响的不同,本文还进行了替代机制检验,结果发现自选择问题与股东择时动机并不是造成股权质押渠道在对个股股价崩盘风险影响方面产生差异的原因。

本研究在理论方面具有如下贡献:首先,从股权质押渠道的角度,为已有文献中不一致的结论提供了可能解释。现有文献对于股权质押对于股价崩盘风险影响的研究主要采用控股股东期末股权质押的虚拟变量或期末股权质押比例作为衡量企业委托代理问题程度的代理变量^[3,5,6],然而研究结论不尽相同。从场内、场外股权质押交易机制差异的视角出发,通过对中国上市公司股权质押明细数据的整理,构建上市公司第一大股东场内质押比例和场外质押比例,并对不同渠道股权质押业务对于企业股价崩盘风险的影响进行了异质性分析。在此基础上,以2013年场内质押业务实施这一事件作为外生冲击,对基准回归结果进行了因果识别和机制检验。其次,从股权质押渠道与交易机制的角度,丰富了从市场层面解释股价崩盘风险的文献。已有关于股价崩盘风险的研究主要从委托代理理论以及市场交易机制理论两个角度进行分析。委托代理理论^[7,8]认为上市公司管理层会试图隐藏经营中存在的问题,最终使得累积的企业负面消息集中释放,引发股价崩盘。而市场交易层面的文献^[9,10]主要认为股价崩盘是由于资产泡沫累积到一定程度破裂而引发的。针对保

③ 谢德仁等^[3]研究样本区间为2004年—2013年,夏常源和贾凡胜^[5]以及姜付秀等^[6]的研究样本区间分别为2004年—2015年和2003年—2016年。

证金交易制度的研究^[11-13]发现保证金交易会导导致资产价格过度波动,影响金融市场稳定,但鲜有文献探究保证金交易对股价崩盘风险的潜在机制.本研究以中国股权质押市场为研究对象,发现场内质押业务的保证金体系以及强制平仓机制的杠杆效应,在资产价格下跌阶段容易引发股价崩盘风险,补充了从市场交易机制层面研究股价崩盘风险的相关研究.

1 研究假设

1.1 中国股权质押业务发展历程、制度与机制

中国股权质押业务早期形式主要为场外质

押,即由出质方以股权作为抵押物向质押方融入资金,并向中国证券登记结算有限责任公司(简称中登)申报股权质押登记.2013年5月,证监会发布《股票质押式回购交易及登记结算业务办法(试行)》,正式引入场内质押机制,允许证券公司通过沪深交易所系统上报股权质押业务.图1展示了2004年—2019年A股市场上市公司场内质押与场外质押市场规模,可以看出2013年场内质押业务开放之后,其规模迅速扩张.在股权质押高峰时期,A股市场约3000家上市公司存在尚未解押股权,质押总规模高达约6.06万亿元,占A股总市值10%左右,其中场内质押为3.69万亿元(占比60.89%),场外质押为2.37万亿元(占比39.11%).

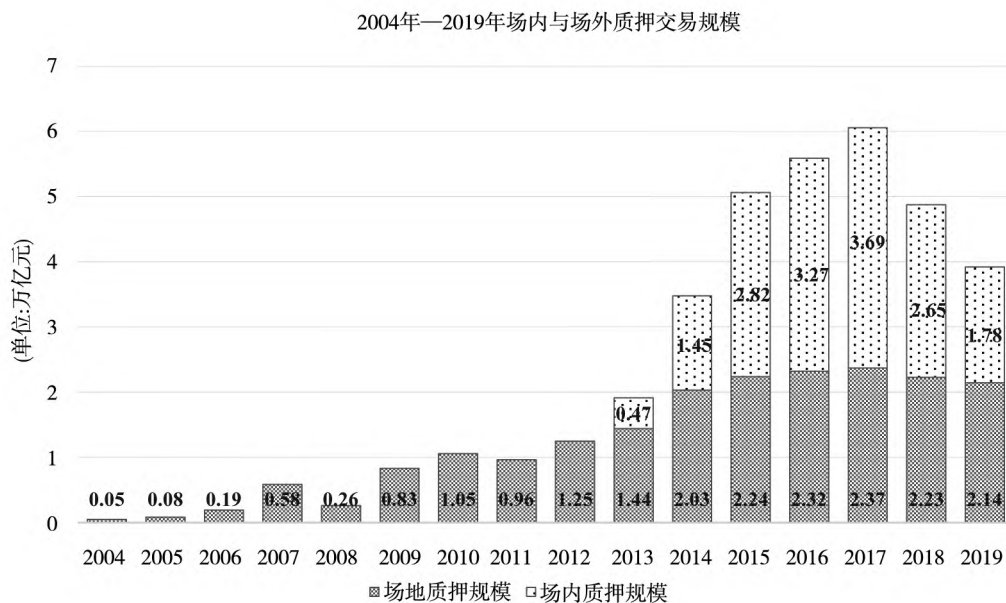


图1 场内质押、场外质押市场规模对比

Fig. 1 Sizes of exchange-based and OTC-based SPF market

对比场外和场内质押机制可以发现,二者差异主要体现在准入门槛、质押流程以及风险控制等方面.场外质押质权方主要为银行和信托公司,具有严格的违约风险评估体系和流程,且对资金融入方有一定的门槛要求:根据中国证券交易所规定的股权质押交易办法,场外质押对客户准入的初始交易门槛为3000万元人民币,而场内质押对客户准入的初始交易门槛为50万元人民币.在质押流程方面,对于场外质押,出质方向质权方提出质押申请后,质权方会对出质方进行一系列的资质审核以及风险评估,评估通过后,出质方和质权方需要自行向中国结算办理股权质押登记.

而场内质押业务质权方主要为券商,在进行股权质押业务时可直接通过沪深交易所系统向中国结算办理质押登记,属于标准化的操作流程,审批流程更为便捷.在风险处置方面,场外质押如果发生违约,质权方无法直接对违约证券进行处置,违约处置程序相对复杂,往往需要依托司法程序,耗时长且需要出质方的积极配合.而对于场内质押业务,相比于银行,证券公司普遍缺乏贷款违约风险评估的数据与经验,因此作为替代风控机制,场内质押业务在质押期间设置预警线、平仓线,采取逐日盯市制度,一旦出质方无法及时追加质押品,质权方可以在二级市场直接将抵押股票卖出,以防

止由出质方违约所造成的损失. 通过上述对比可以发现, 场内与场外不同质押渠道可能对上市公司股价风险产生不同影响, 而图 1 也表明股权质押市场 2013 年之后的快速增长主要体现在场内质押, 这启发本研究从股权质押渠道的角度进行分析. 根据 Wind 数据统计, 在 2018 年股权质押危机期间, A 股市场涉及补充质押的公告共 3 215 条, 2018 年下半年危机高峰期间达 2 347 条. 股权质押危机也引起了监管方高度关注^④, 2020 年 10 月, 国务院发布《关于进一步提高上市公司质量的意见》, 指出要“建立多部门共同参与的上市公司股票质押风险处置机制, 强化场内外一致性监管, 加强质押信息共享.”

1.2 相关文献与研究假说

股权质押危机导致的股票极端风险也称股价崩盘风险, 文献中一般指上市公司的股票回报率出现极端负值的风险. 现有文献主要从两个角度研究个股崩盘风险问题, 一类是由信息不对称引发股价崩盘风险, 另一类是由市场交易机制引发股价崩盘风险.

Jin 和 Myers^[7] 以及 Hutton 等^[8] 的委托代理理论认为对于委托代理问题较为严重的上市公司, 管理层为隐藏经营中存在的问题可能进行盈余管理, 当企业的负面消息积累到一定程度, 被市场所了解, 就会导致股票价格的急剧下跌, 引发股价崩盘风险. 现有关于股权质押业务对股价崩盘风险影响的研究主要是信息不对称的角度展开的. 一些文献^[15, 16] 认为股权质押会加剧控股股东对中小股东的利益侵占, 是其掏空上市公司的方式之一, 加剧委托代理问题, 并对企业价值产生负面影响. 姜付秀等^[5] 发现多个大股东会给上市公司带来内部治理效应, 这种效应能够缓解由控股股东质押所导致的企业股价崩盘风险的上升. 夏常源和贾凡胜^[6] 则发现在市场信息透明度低的环境下, 控股股东质押容易引发投资者猜测和恐慌, 从而加剧股价崩盘风险. 与上述文献相反, 谢德仁等^[3] 认为控股股东在质押期间由于担心控制权发生转移风险, 会积极地进行市值管理, 从而

降低股价崩盘风险. 此外, 还有文献发现有质押的控股股东可能会通过正向的盈余管理^[4]、税收规避^[17] 等方法进行市值管理.

从市场机制角度研究个股崩盘风险的文献主要认为股价崩盘是由于价格当中泡沫成分的累积到一定程度破裂而引发的. Chen 等^[9] 发现频繁的股票换手率和股价泡沫是导致股价崩盘风险的重要原因. Hong 和 Stein^[10] 基于行为金融框架, 从卖空约束的角度为上述发现提供了理论基础. 现有从市场交易机制层面分析股权质押对股价崩盘风险影响的文献相对较少, Dou 等^[18] 以台湾股票市场为例, 发现在金融危机期间, 上市公司股东股权质押会加剧股价崩盘的风险, 但并未对其中的机制进行更为深入的探讨. 此外, 现有文献并未关注到股权质押业务模式变化(即场内质押业务开放)以及股权质押业务的交易机制对股价崩盘风险造成的影响.

Thurner 等^[14] 研究发现基于保证金制度的抵押贷款会引发杠杆效应. 在保证金制度下, 如果某些负面因素造成资产价格下跌, 一旦股价跌至平仓线, 债权人有权直接对抵押资产进行接管. 具有前瞻意识的理性投资者, 出于谨慎考虑, 甚至在发现资产价格靠近平仓线时会提前抛售资产, 从而引发资产价格的进一步下跌^[11-14]. 与此类似, 场内质押业务也是一种基于保证金体系的信贷产品. 具体来说, 场内质押业务设立预警线, 并采用逐日盯市制度来控制个股的异质性风险, 一旦股票价格低于预警线, 股东需立即追加质押或补充保证金, 否则会被强制平仓. 股东进行场内质押一旦跌破平仓线, 质权方可以直接在二级市场对违约质押股权进行处置, 这会给投资者释放负面信号, 当质权方在二级市场上处置违约股权时, 会进一步引发股价螺旋式下跌, 并同时可能导致该企业股东其他(未出现平仓风险)的质押股权触及预警线甚至平仓线, 甚至出现流动性危机, 最终导致股价崩盘. 而对于场外质押业务, 虽然质权方可以在合同中对预警线、保证金等内容进行约定, 但由于其无法直接对质押股权进行处置, 在履约保

^④ 2018 年 1 月, 证监会对《股票质押式回购交易及登记结算业务办法(试行)》进行修订, 简称“质押新规”, 同年 4 月, 中国人民银行联合其他部委发布《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(简称“资管新规”). 质押新规对券商质押业务进行了直接限制, 而资管新规使得券商能够参与股权质押业务的资金大幅缩水.

障不足的情况下,对于追加保证金以及强制平仓的实际执行需要通过正规司法程序并且需要违约方的配合,处置时间长,处置手续繁杂.因此,与场内质押业务相比,强制平仓事件在场外质押交易市场中鲜有发生.同时,受场内质押平仓机制时效性影响,股东在此期间进行市值管理的能力也会大大受限.

基于上述场内、场外质押业务在风险处置机制方面的差异,本研究提出如下假说:

强制平仓机制使得场内质押具有更明显的杠杆效应.相比于场外质押,上市公司大股东通过场内质押会给企业带来更高的股价崩盘风险.

2 研究设计

2.1 样本选取

研究对象为A股上市公司(不包含科创板),数据主要来源于万得Wind和国泰安CSMAR数据库,数据频率为季度数据,样本区间从2004年第一季度至2019年第四季度^⑤.其中,计算被解释变量股价崩盘风险所使用的个股以及市场收益率数据来源于国泰安数据库,股权质押数据明细数据取自万得数据库.此外,回归中使用的控制变量来自国泰安数据库.

参考股权质押以及股价崩盘风险的相关文献^[1-9],剔除:1)主要变量有缺失值的样本;2)金融行业样本;3)处于特殊状态(ST、*ST、退市)的样本;4)上市不满两年的样本.经上述标准的筛选后,样本最终包含2977家上市公司.为控制极端值的影响,本文对所有连续变量进行了上、下极端值1%的缩尾(winsorize)处理.

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

本文主要被解释变量为股价崩盘风险,主要指股票面临的极端下跌风险,参考以往文献^[1-3,5,6,9],采用负收益偏态系数(NCSKEW)和收益上下波动比率(DUVOL)两个指标作为衡量

个股股价崩盘风险的代理变量.采用个股日度收益率对其季度崩盘风险进行估计,具体构造方法如下.

首先,取个股*i*第*t*季度的日度收益率($r_{i,s}$)对市场日度收益率($r_{m,s}$)进行回归,获得残差项 $\hat{\varepsilon}_{i,s}$;同时,为排除个股与大盘非同步交易的影响,在回归中加入了市场收益率的领先与滞后项,如式(1)所示.

$$r_{i,s} = \alpha_i + \beta_{i,s-2} r_{m,s-2} + \beta_{i,s-1} r_{m,s-1} + \beta_{m,s} r_{m,s} + \beta_{i,s+1} r_{m,s+1} + \beta_{i,s+2} r_{m,s+2} + \varepsilon_{i,s} \quad (1)$$

对式(1)回归得到的残差项 $\hat{\varepsilon}_{i,s}$ 进行对数调整,并定义为经市场调整的个股(日度)收益率($W_{i,s}$)

$$W_{i,s} = \ln(1 + \hat{\varepsilon}_{i,s}) \quad (2)$$

进一步,定义个股*i*在*t*季度的负收益偏态系数(NCSKEW)和收益上下波动比率(DUVOL)如式(3)、式(4)所示.

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

其中*n*为股票*i*在第*t*季度内的交易日的数量.个股负收益偏态系数值越大,说明该股票收益率更偏向于负的极值,更容易出现股价暴跌,股价崩盘风险更高.

$$DUVOL_{i,t} = \ln \left[\frac{(n_u - 1) \sum_{Down} W_{i,s}^2}{(n_d - 1) \sum_{Up} W_{i,s}^2} \right] \quad (4)$$

其中 n_u (n_d)分别代表个股*i*第*t*季度内经市场调整的个股收益率高(低)于其季内均值的交易日的天数.收益上下波动比率衡量的是股价上升与下降阶段波动性差异,波动比率越大,说明股价下降阶段的波动比上升阶段更大,出现负向极值的可能性更大,股价崩盘风险更高^⑥.

2.2.2 解释变量

对万得数据库中的股权质押明细数据,包括每一笔质押股东名称、质押数量、质押类型(场内

⑤ 本文采用股东股权质押比例对下一期股价崩盘风险进行回归,因此,股价崩盘风险指标样本区间为2004年第一季度至2019年第四季度,股东股权质押比例样本区间为2004年第一季度至2019年第三季度.

⑥ 本文分别计算了采用个股周收益率估计的个股年度股价崩盘风险以及采用个股日度收益率估计的个股季度股价崩盘风险,发现整体趋势基本相同,而对于个股在某个年度(例如:2015年)同时经历大涨和大跌的样本,采用季度频率的数据更加贴近股票价格的实际分布,因此本文采用了季度层面的回归,并采用年度回归进行了稳健性检验.

质押、场外质押)、质押方名称、质押股数、疑似平仓价、起始日期、解押日期等详细信息进行了整理,质押交易的统计数据如表1所示。

在本研究样本区间内(2004年—2019年),共搜集到80 041笔股权质押公告,涉及3 000多家上市公司。从质押股东的性质来看,主要以十大股东质押交易为主,其中,近70%质押来自上市公司第一大股东。从质押渠道来看,场内质押业务起步虽然较晚,但业务开通之后规模增长迅速,占全部第一大股东质押交易的40%左右。

表1 股权质押公告分类

Table 1 Types of SPF announcement

按质押股东类型		
第一大股东	54 863	68.54%
十大股东	24 560	30.69%
其他股东	618	0.77%
总计	80 041	100%
按质押性质——第一大股东质押		
场外质押	33 684	61.38%
场内质押	21 179	38.62%
总计	54 863	100%

资料来源:根据 Wind 数据整理所得

由于控股股东的质押行为对上市公司影响更为显著,本研究主要分析上市公司第一大股东质押对企业股价崩盘风险产生的影响。根据第一大股东每笔质押的起始日期与解押日期,计算股东

季末尚未解押的股票数量,并与其持股数量进行匹配,对于第一大股东发生更名的,对样本进行了手工匹配。基于上述数据,定义第一大股东季末质押比例(PLD RATIO)如式(5)所示。

$$PLD\ RATIO_{i,t} = \frac{\text{第一大股东季末尚未解押股数}}{\text{第一大股东季末持股数}} \quad (5)$$

同时,本研究还按质押类型,分别计算第一大股东场内质押比例(PLD RATIO_EX)和场外质押比例(PLD RATIO_OTC)分别如式(6)、式(7)所示。

$$PLD\ RATIO_EX_{i,t} = \frac{\text{第一大股东季末场内尚未解押股数}}{\text{第一大股东季末持股数}} \quad (6)$$

$$PLD\ RATIO_OTC_{i,t} = \frac{\text{第一大股东季末场外尚未解押股数}}{\text{第一大股东季末持股数}} \quad (7)$$

2.3 描述性统计

参考以往文献^[1-3,5,6,9],本研究在回归中加入企业规模、市值账面比、资产负债率以及换手率等控制变量,并对所有连续变量进行了1%和99%的缩尾处理,变量定义及描述性统计详见表2。

从表2中可以看出,上市公司平均季度个股负偏态系数为-0.41,平均季度个股上下收益波动率为-0.31。同时,上市公司第一大股东平均质押比例为23.37%,平均场外质押比例为17.04%,平均场内质押比例为6.03%。

表2 主要变量说明及描述性统计

Table 2 Variable definition and summary statistics

变量符号	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
NCSKEW	个股负偏态系数	92 211	-0.412 2	0.706 6	-2.372 6	-0.402 8	1.582 4
DUVOL	个股上下收益波动率	92 211	-0.314 7	0.469 2	-1.390 3	-0.327 0	0.892 3
PLD RATIO	第一大股东季末质押比例	92 211	0.233 7	0.386 2	0	0	1
PLD RATIO_OTC	第一大股东季末场外质押比例	92 211	0.170 4	0.330 2	0	0	1
PLD RATIO_EX	第一大股东季末场内质押比例	92 211	0.060 3	0.178 9	0	0	0.960 1
SIZE	公司规模,由总市值取对数得到	92 211	22.046 9	1.259 7	19.916	21.852 4	26.052 5
MB	市值账面比	92 211	3.636 6	2.554 0	0.819 6	2.886 4	14.528 4
LEV	财务杠杆,即总资产和总负债的比	92 211	0.426 5	0.200 0	0.048 3	0.429 3	0.844 7
ROA	总资产收益率	92 211	0.049 0	0.050 8	-0.113 2	0.042 1	0.218 3
TURN	季内日换手率均值	92 211	2.441 8	2.127 7	0.184 4	1.774 3	11.077 1
RET	季度收益率	92 211	0.036 5	0.237 7	-0.470 0	0.000 2	0.808 4
SIGMA	经市场调整(日)收益率的季内标准差	92 211	0.028 9	0.010 9	0.011 2	0.026 9	0.066 1
ABSDA	企业信息不透明程度	92 211	0.070 4	0.071 5	0.000 9	0.049 3	0.412 3
FIRST	第一大股东持股比例	92 211	0.357 9	0.150 9	0.090 0	0.337 7	0.748 9

注:企业信息不透明程度为采用修正 Jones 模型计算所得的应计盈余管理指标的绝对值。

2.4 实证模型

本研究基准回归采用带有固定效应的面板回归模型,在回归中控制了行业固定效应和年-季度固定效应.为排除公司层面聚类效应可能对结果造成的偏误,对所有回归系数的标准误在企业层面进行了聚类处理.同时,对于基准回归,为降低内生性可能带来的影响,采用当期大股东股权质押水平与下一期个股股价崩盘水平进行回归,并在回归中控制了当期股价崩盘风险.

首先,本研究采用2013年场内质押业务实施这一事件检验第一大股东质押比例对股价崩盘风险的影响是否发生变化.定义政策虚拟变量 $POST2013$,在场内质押业务实施后为1,否则取0;实证模型如式(8)所示.

$$CrashRisk_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 PLD\ RATIO_{i,t} + \beta_2 PLD\ RATIO_{i,t} \times POST2013_t + \gamma Control_{i,t} + \mu_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中 μ_t 为时间(年-季度)固定效应, φ_i 代表不随时间变化的企业所在行业固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 代表误差项.若场内质押业务实施后,上市公司第一大股东质押对企业股价崩盘风险的影响显著增大,则式(8)中 β_2 系数应当显著为正.进一步,分别将场内质押比例 ($PLD\ RATIO_{EX}$) 和场外质押比例 ($PLD\ RATIO_{OTC}$) 放入回归中,如式(9)、式(10)所示.

$$CrashRisk_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 PLD\ RATIO_{EX_{i,t}} + \gamma Control_{i,t} + \mu_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$CrashRisk_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 PLD\ RATIO_{OTC_{i,t}} + \gamma Control_{i,t} + \mu_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

此外,本研究还将场内质押比例和场外质押比例同时放入回归中,如式(11)所示,并通过F

检验判断该回归中 β_1 和 β_2 是否存在显著差异.

$$CrashRisk_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 PLD\ RATIO_{EX_{i,t}} + \beta_2 PLD\ RATIO_{OTC_{i,t}} + \gamma Control_{i,t} + \mu_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

进一步,本研究选取2013年《股票质押式回购交易及登记结算业务办法》实施作为外生冲击,采用双重差分模型,对场内质押交易机制对上市公司股价崩盘风险的影响进行因果关系,如式(12)所示.

$$CrashRisk_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 TREAT_i + \beta_2 DID_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \mu_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中虚拟变量 $TREAT$ 代表根据股东质押类型定义的不同样本分组,处理组取1,对照组取0,本文还定义 $TREAT$ 与政策虚拟变量 $POST2013$ 的交乘项为 DID .若回归系数 β_2 显著为正,则意味着场内质押市场开放之后,处理组企业的股价崩盘风险相较于对照组的企业显著提高.

3 实证结果与分析

3.1 面板模型回归结果

基准模型的全样本回归结果如表3所示.表3第(1)列、表3第(5)列为式(8)回归结果,研究发现上市公司第一大股东质押比例 ($PLD\ RATIO$) 和场内质押实施虚拟变量 ($POST2013$) 的交乘项分别在1%和5%置信水平下显著为正,说明在场内质押业务实施之后,大股东质押比例对个股下期负偏态系数 (F_NCSKEW) 以及个股下期上下收益波动比率 (F_DUVOL) 的影响均有明显上升,股价崩盘风险显著增大.初步证实,上市公司第一大股东股权质押对股价崩盘风险的影响与其质押方式有关.

表3 面板模型全样本回归结果

Table 3 Results of panel regressions

VARIABLES	F_NCSKEW				F_DUVOL			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$PLD\ RATIO$	-0.0189 (0.0124)				-0.0116 (0.0079)			
$PLD\ RATIO$ $\times POST2013$	0.0499*** (0.0138)				0.0222** (0.0088)			
$PLD\ RATIO_{EX}$		0.0505*** (0.0128)		0.0509*** (0.0128)		0.0232*** (0.0083)		0.0231*** (0.0083)
$PLD\ RATIO_{OTC}$			0.0053 (0.0087)	0.0062 (0.0087)			-0.0019 (0.0055)	-0.0015 (0.0055)

续表 3

Table 3 Continues

VARIABLES	<i>F_NCSKEW</i>				<i>F_DUVOL</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Observations	92 211	92 211	92 211	92 211	92 211	92 211	92 211	92 211
<i>R</i> ²	0.099 7	0.099 7	0.099 5	0.099 7	0.141 0	0.141 0	0.141 0	0.141 0
F-statistics				8.94				6.50
Control Variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year-Quarter FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：表中数字第一行为估计系数，第二行括号中报告的结果为标准误差；*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

表3第(2)列、表3第(6)列以及表3第(3)列、表3第(7)列分别展示了式(9)和式(10)的回归结果，可以看出上市公司第一大股东场内质押比例在1%的显著性水平下，对企业未来股票负偏态系数(*F_NCSKEW*)和股票上下收益波动率(*F_DUVOL*)有正向影响；而上市公司第一大股东场外质押比例并未显著加剧股价崩盘风险。

最后，表3第(4)列、表3第(8)列为式(11)的回归结果，本研究发现将场内质押比例与场外质押比例同时放入基准回归时，仍然只有第一大股东场内质押比例显著提高了个股下一期股价崩盘风险，且与第一大股东场外质押水平对股价崩盘风险的影响在1%置信水平上存在显著差异，表明第一大股东质押对股价崩盘风险的影响，与质押方式有关；相比于场外质押，上市公司第一大股东场内质押更容易导致个股股价崩盘风险上升。

3.2 因果识别：基于场内质押开放的准自然实验

3.2.1 处理组与对照组定义

进一步采用双重差分模型对基准回归结果进行了因果识别。为保证双重差分模型的严谨性，采取三种方法对处理组和对照组进行定义，对分组样本的匹配程度进行了控制，如表4所示。

首先，不考虑第一大股东在场内质押业务实施之前的质押状态，将2013年之后第一大股东只通过场内进行质押的企业定义为处理组；将2013年之后第一大股东没有通过场内进行质押的企业定义为对照组。

其次，剔除2013年之前有过场外质押的样本，定义第一大股东2013年之前无质押，2013年之后只有场内质押的企业为处理组；定义第一大股东2013年之前无质押，2013年之后没有场内质押的企业为对照组。

表4 双重差分模型处理组与对照组定义

Table 4 Definitions of treatment and control groups

Panel A: 分组 1	
处理组	2013 年之后只有场内质押的企业(共 93 家上市公司)
对照组	2013 年之后没有场内质押的企业(共 1 011 家上市公司)
Panel B: 分组 2	
处理组	2013 年之前无质押, 2013 年之后只有场内的企业(共 86 家上市公司)
对照组	2013 年之前无质押, 2013 年之后没有场内质押的企业(共 748 家上市公司)
Panel C: 分组 3	
处理组	2013 年之前无质押但有融资需求, 2013 年之后只有场内质押的企业(共 49 家上市公司)
对照组	2013 年之前无质押但有融资需求, 2013 年之后没有场内质押的企业(共 592 家上市公司)

最后，本研究认为在场内质押业务实施之前，没有参与场外质押的上市公司可能存在两种情况：一种是公司基本面比较好，有着广泛的融资渠道，不需要通过股权质押获取贷款；另一种是公司

基本面可能未能达到银行事前审查要求，无法通过场外获取质押贷款。因此，在分组2定义的基础上，参照Hadlock和Pierce^[19]的做法，采用SA指数^⑦作为上市公司融资约束指标，将SA指数下

⑦ 参考Hadlock和Pierce^[19]， $SAINDEX = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。

30%分位数定义为没有质押融资需求的企业,并剔除这类样本.将第一大股东2013年之前无质押但有融资需求,2013年之后只有场内质押的企业定义为处理组;第一大股东2013年之前无质押但有融资需求,2013年之后没有场内质押的企业定义为对照组.通过上述分组,希望能够降低潜在样本自选择问题对回归结果带来的影响.

3.2.2 平行趋势检验

由于2018年证监会出台股权质押新规,为避免新政策对回归结果产生影响,分别选取场内质押业务开放之前4年和之后4年的数据,即2009年—2017年的样本进行分析,并对不同分组方式下各年份季度股价崩盘风险均值进行了平行趋势检验,发现三种分组方式均能够通过平行趋势检验.由于篇幅限制,未对平行趋势检验具体结果进行展示,留存备索.

3.2.3 双重差分模型回归结果

表5展示了如式(12)所示的双重差分模型回归结果,其中,Panel A为全样本回归结果.从表5 Panel A可以看出,在几种不同的分组方式下,模型中DID交乘项回归系数均显著为正,表明在场内质押业务实施之后,参与场内质押的股票的股价崩盘风险相较于未参加场内质押的股票明显提高,与本研究假说预期一致.

同时,为降低处理组和对照组的事前差别,采用资产规模(*SIZE*)、资产收益率(*ROA*)等基本面对指标,使用倾向性得分PSM匹配法,对处理组和对照组样本进行匹配,并再次进行双重差分回归.表5 Panel B所展示的经PSM匹配的样本回归结果与全样本回归结果基本一致,同样支持相比于对照组,处理组在场内质押业务实施后个股股价崩盘风险明显增大这一发现.

表5 双重差分模型回归结果

Table 5 Results of difference-in-differences regressions

Panel A: DID						
VARIABLES	NCSKEW			DUVOL		
	分组1	分组2	分组3	分组1	分组2	分组3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TREAT</i>	-0.049 0*	-0.040 0	-0.028 8	-0.017 7	-0.014 4	-0.004 3
	(0.029 7)	(0.029 8)	(0.036 9)	(0.017 7)	(0.018 1)	(0.021 9)
<i>DID</i>	0.121***	0.108***	0.112***	0.071 0***	0.063 6***	0.048 7*
	(0.031 4)	(0.032 2)	(0.041 1)	(0.021 8)	(0.022 5)	(0.029 2)
No. of Firms	1 104	834	641	1 104	834	641
Observations	35 756	26 639	21 648	35 756	26 639	21 648
<i>R</i> ²	0.110	0.114	0.114	0.169	0.170	0.169
Control Variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year-Quarter FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Panel B: PSM-DID						
VARIABLES	NCSKEW			DUVOL		
	分组1	分组2	分组3	分组1	分组2	分组3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TREAT</i>	-0.015 6	-0.040 2	-0.076 1*	-0.002 3	-0.014 6	-0.039 0
	(0.040 2)	(0.040 8)	(0.043 5)	(0.024 5)	(0.025 6)	(0.027 6)
<i>DID</i>	0.079 2*	0.102 0**	0.175 0***	0.050 6*	0.055 4*	0.081 6**
	(0.045 5)	(0.046 1)	(0.049 3)	(0.029 9)	(0.031 2)	(0.034 9)
No. of Firms	180	164	96	180	164	96
Observations	5 526	4 905	3 140	5 526	4 905	3 140
<i>R</i> ²	0.094 7	0.108	0.117	0.149	0.159	0.171
Control Variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year-Quarter FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:表中数字第一行为估计系数,第二行括号中报告的结果为标准误差;*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著.

3.3 机制分析

为了验证假说场内质押平仓机制的杠杆效应对于个股股价崩盘风险的影响路径,本研究进行了进一步机制检验.具体地,通过对上市公司第一大股东质押触及(疑似)平仓线以及因强制平仓导致被动减持相关公告进行整理,重新定义虚拟变量 $TREAT_CLS$:第一大股东参与场内质押并出现过触及质押平仓线以及强制平仓的企业为处理组,取 1;参与场内质押但未触及平仓线为企业为处理组,取 0.与前文双重差分模型类似地,以 2013 年场内质押业务实施作为外生冲击,定义 DID_CLS 为分组虚拟变量 $TREAT_CLS$ 与政策虚拟变量 $POST2013$ 的交乘项,采用双重差分模型进行回归,如式(13)所示,并同时

汇报采用倾向性得分法对处理组和对照组进行匹配后 PSM-DID 回归的结果.

$$CrashRisk_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 TREAT_CLS_i + \beta_2 DID_CLS_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

表 6 第(1)列~表 6 第(2)列为全样本回归结果,表 6 第(3)列~表 6 第(4)列为采用最相邻匹配法匹配样本回归结果.可以看出,在场内质押业务开通后,相比于质押未触及平仓的样本,股东质押触及过质押平仓线以及遭遇过强制平仓的样本股价崩盘风险显著更高.该结果进一步证实本研究提出的假说:场内质押业务的平仓机制会触发杠杆效应,从而提升个股股价崩盘风险.

表 6 场内质押平仓机制检验结果

Table 6 Results of exchanged-base SPF margin call mechanism

VARIABLES	DID		PSM-DID	
	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TREAT_CLS</i>	-0.039 1 (0.032 6)	-0.015 7 (0.021 0)	-0.035 5 (0.044 1)	-0.020 2 (0.027 9)
<i>DID_CLS</i>	0.088 2 ** (0.038 2)	0.046 5 * (0.025 2)	0.138 0 *** (0.050 6)	0.081 8 ** (0.033 4)
No. of Firms	884	884	158	158
Observations	25 505	25 505	4 432	4 432
R^2	0.100	0.156	0.992	0.161
Control Variables	YES	YES	YES	YES
Year-QuarterFE	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES

注:表中数字第一行为估计系数,第二行括号中报告的结果为标准误差;*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著.

3.4 稳健性检验

3.4.1 面板模型工具变量检验

本研究采用工具变量法,通过两阶段回归(2SLS)来解决模型面板回归中潜在的内生性问题.参考彭俞超等^[2]、谢德仁等^[3]以及姜付秀等^[5],分别选取以下四个指标分别作为股东场内质押比例和场外质押比例的工具变量:1)与该企业同一行业的其他公司第一大股东平均场内质押比例($PLD_RATIO_EX_IND$);2)与该企业同一省份的其他公司第一大股东平均场内质押比例($PLD_RATIO_EX_PRO$);3)与该企业同一行业的其他公司第一大股东平均场外质押比例($PLD_RATIO_OTC_IND$);4)与该企业同一省份的其

他公司第一大股东平均场外质押比例($PLD_RATIO_OTC_PRO$).可以合理推断的是,同行业、同省份其他公司大股东的平均质押水平与该企业大股东质押水平相关,但并不会直接影响到该企业的股价崩盘风险,因此可以作为该企业第一大股东场内、外质押比例的工具变量.

表 7 第(1)列~表 7 第(3)列为场内质押比例的回归结果,表 7 第(4)列~表 7 第(6)列为场外质押比例的回归结果.从表 7 第(1)列和表 7 第(3)列的第一阶段回归结果可以发现,同行业、同省份场内(外)质押水平与该企业大股东场内(外)质押水平显著正向相关,表明上述指标可以作为工具变量.表 7 第(2)列~表 7 第(3)列第二阶段回归结果显示,

在经过工具变量对内生性进行处理之后,第一大股东场内质押比例对上市公司股价崩盘风险仍存在显著正向影响.而表7第(5)列~表7第(6)列结果则显示,通过工具变量回归后,场外质押比例对企业股价崩盘风险存在显著负向影响,与谢德仁^[3]发现一

致.上述回归 Hansen-J 检验 p 值均大于 0.1,说明回归结果在 10% 的显著性水平下显著,本研究选择的工具变量不存在过度识别.综上,两阶段工具变量回归结果表明,在对内生性问题进行处理后,本研究基准回归结果稳健.

表7 工具变量两阶段回归结果
Table 7 Results of IV 2SLS regressions

VARIABLES	第一大股东场内质押比例两阶段回归			第一大股东场外质押比例两阶段回归		
	一阶段	二阶段		一阶段	二阶段	
	<i>PLD_RATIO_EX</i>	<i>F_NCSKEW</i>	<i>F_DUVOL</i>	<i>PLD_RATIO_OTC</i>	<i>F_NCSKEW</i>	<i>F_DUVOL</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PLD_RATIO_EX</i>		1.059 *** (0.089 4)	0.718 *** (0.057 5)			
<i>PLD_RATIO_EX_IND</i>	0.635 *** (0.026 9)					
<i>PLD_RATIO_EX_PRO</i>	0.271 *** (0.025 1)					
<i>PLD_RATIO_OTC</i>					-0.436 *** (0.047 0)	-0.143 *** (0.029 9)
<i>PLD_RATIO_OTC_IND</i>				0.479 *** (0.019 3)		
<i>PLD_RATIO_OTC_PRO</i>				0.472 *** (0.015 3)		
Observations	54 344	54 344	54 344	92 205	92 205	92 205
F-stat	226.41			350.12		
Hansen J (p -value)		0.371	0.409		0.543	0.297
Control Variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year-Quarter FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：表中数字第一行为估计系数,第二行括号中报告的结果为标准误差；*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著

3.4.2 双重差分模型安慰剂检验

对于双重差分模型,参考李沁洋和许年行^[20]等文献做法,通过将政策发生时间前置进行安慰剂检验.具体地,将场内质押业务实施时间向前平推三年,使用虚拟政策时间对双重差分模型的回归结果进行安慰剂检验,结果发现将场内质押市场开放时间提前后,DID 交乘项的系数不再显著,表明处理组和对照组之间并不存在固有差异.受篇幅所限,具体回归结果未予列示.

3.4.3 替代机制检验

除风险控制机制之外,场内、场外质押在准入门槛和质押流程方面也存在一些差异,为了排除上述差异对股价崩盘风险的影响,本研究还进行了一些替代机制检验.

1) 自选择机制检验

相比于场外质押,场内质押业务准入门槛更低,二者在准入门槛方面的差异可能带来企业自选择问题.场内质押主要是以券商为操作主体的标准化流程,只要大股东所在企业满足质押资格,均可以通过场内渠道向券商获得融资;而场外质押的操作主要以银行、信托为主体,这类金融机构具有更加严格的风险管理体系,对于融资企业不仅需要进行仔细的事前筛选,还会在交易发生之后对融资企业的运营进行严格监督^[21, 22].因此,较为严格的场外融资渠道将使得资质较差的企业难以顺利地进行场外质押,更有可能转而通过场内质押的渠道获得融资,而资质好的企业可以自如地选择通过场内或场外进行质押.在此情形下,通过股权质押渠道对于企业股价崩盘风险带来的异质性影响可能是由选择场内质押的企业本身基本面情况所致.

对于场内、场外质押业务在准入门槛方面的差异可能产生的企业自选择问题,本研究在采用双重差分模型进行因果识别时,已经通过细化处理组和控制组的定义以及采用倾向性得分匹配法进行了处理,为了排除自选择问题对于基准回归,本研究还进行了进一步检验.具体地,在基准回归基础上,按照场内质押业务实施之前(2012年),上市公司基本面情况对其进行分组,定义自选择虚拟变量 *SELF*,如果该企业基本面指标高于同行业平均水平则取1,否则取0,并与连续变量质押比例 *PLD RATIO* 和时间虚拟变量 *POST2013* 进行三重交乘回归,如式(14)所示.

$$CrashRisk_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 PLD RATIO_{i,t} + \beta_2 SELF_i + \beta_3 PLD RATIO_{i,t} \times POST2013_t + \beta_4 PLD RATIO_{i,t} \times SELF_i + \beta_5 SELF_i \times POST2013_t + \beta_6 PLD RATIO_{i,t} \times POST2013_t \times SELF_i + \gamma Control_{i,t} + \mu_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

如果股权质押业务对于企业股价崩盘风险的影响在2013年之后的显著提升是由企业自身基本面情况导致的,更具体地说,是由于场内质押准入门槛低,使得一些原本未能满足场外质押门槛要求的企业在场内质押业务的开放后转而通过场内的渠道获得质押融资,从而使得场内质押为金融市场稳定带来了负面影响,那么预期式(14)中三重交乘项的系数(β_6)应该显著为负.

从表8的回归结果中可以看出,三重交乘项的系数并未呈现负向显著,而股权质押比例 *PLD RATIO* 与时间虚拟变量 *POST2013* 交乘项的系数(β_3)在全部回归结果中依然显著为正,表明场内质押业务开通之后,企业股价崩盘风险的上升并非由企业基本面情况所致,由准入门槛差异带来的潜在自选择问题不是导致股东场内质押企业股价崩盘风险更高的原因.上述结果进一步表明本研究所使用的双重差分模型,不存在由样本自选择带来的内生性问题.

表 8 企业自选择问题检验结果

Table 9 Results of self-selection mechanism

VARIABLES	按资产规模分组		按市值账面比分组		按资产负债率分组		按资产收益率分组	
	<i>F_NCSKEW</i>	<i>F_DUVOL</i>	<i>F_NCSKEW</i>	<i>F_DUVOL</i>	<i>F_NCSKEW</i>	<i>F_DUVOL</i>	<i>F_NCSKEW</i>	<i>F_DUVOL</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>PLD RATIO</i>	-0.013 6 (0.016 9)	-0.014 3 (0.010 4)	-0.024 8 (0.022 1)	-0.011 6 (0.014 2)	-0.030 0 (0.019 1)	-0.025 5 ** (0.012 3)	-0.016 7 (0.014 3)	-0.009 1 (0.008 9)
<i>SELF</i>	0.003 1 (0.010 7)	-0.003 8 (0.006 8)	-0.006 7 (0.010 2)	-0.018 4 *** (0.006 6)	-0.008 9 (0.011 4)	-0.007 7 (0.007 4)	0.051 7 *** (0.010 5)	0.031 0 *** (0.006 8)
<i>PLD RATIO</i> × <i>POST2013</i>	0.050 3 ** (0.023 2)	0.030 8 ** (0.013 7)	0.069 3 *** (0.025 8)	0.031 0 * (0.016 3)	0.065 3 *** (0.021 7)	0.037 5 *** (0.014 1)	0.055 9 *** (0.017 4)	0.026 6 ** (0.010 8)
<i>PLD RATIO</i> × <i>SELF</i>	-0.013 6 (0.023 7)	0.000 1 (0.014 9)	0.008 3 (0.026 2)	-0.002 2 (0.016 6)	0.012 0 (0.024 0)	0.013 9 (0.015 4)	-0.005 3 (0.027 8)	-0.016 2 (0.018 0)
<i>POST2013</i> × <i>SELF</i>	0.035 6 *** (0.012 2)	0.035 6 *** (0.007 7)	0.032 2 *** (0.012 1)	0.027 0 *** (0.007 7)	-0.045 8 *** (0.012 2)	-0.028 8 *** (0.007 8)	-0.002 2 (0.012 3)	-0.001 2 (0.007 9)
<i>PLD RATIO</i> × <i>SELF</i> × <i>POST2013</i>	0.002 0 (0.028 4)	-0.011 7 (0.017 6)	-0.028 4 (0.030 6)	-0.010 1 (0.019 3)	-0.019 1 (0.028 1)	-0.015 0 (0.017 9)	-0.010 4 (0.030 9)	0.003 4 (0.020 1)
Observations	86 764	86 764	86 764	86 764	86 764	86 764	86 764	86 764
<i>R</i> ²	0.103	0.145	0.103	0.145	0.104	0.145	0.104	0.146
Control Variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year-Quarter FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:表中数字第一行为估计系数,第二行括号中报告的结果为标准误差;*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著.

2) 股东场内质押择时机制检验

投资者情绪与由此引发的投资者择时过度交易是影响我国A股市场波动的重要原因^[23]. 相较

于场外质押对于交易流程的繁琐要求,场内质押的申报程序具有更高的时效性和便利性^[24]. 已有研究表明上市公司股东的股权质押行为可能存在

择时套利动机。徐寿福等^[25]发现股东在股价高估时期质押意愿更强且质押规模更大。企业大股东出于私人收益最大化,会利用其掌握的内幕信息在其认为最合适的价格进行股权质押,而场内质押的时效性和便利性,更能满足大股东择时质押的需求。同时,在资产价格被高估时,券商作为场内质押质权方为扩大市场份额,同样有意愿更加积极地参与股权质押业务。然而,股东在股价高位进行质押,质押股权价值中自身就存在泡沫成分,也更容易引发股价崩盘风险^[9, 10]。

基于以上分析,本研究对上市公司第一大股东

质押时的股票价格与股东质押渠道选择之间的关系进行了检验。对于每一笔股权质押交易,选取质押起始时间的股票价格与此前一年的最高股价进行作比,计算出股权质押价格与此前股价高位的相对值($Pledge / Highest Price pct$)。进一步,对于每一笔质押交易,定义股东股权质押渠道虚拟变量($Pledge_Channel_Dummy$),质押类型为场内质押取1,否则取0,并采用质押价格占最高价格的相对值进行Logit回归,具体如式(15)所示。

$$EX_PLD_Dummy_{j,i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pledge/HighestPricePct_j + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{j,i,t} \quad (15)$$

表9 股权质押渠道与择时效应检验结果

Table 10 Results of timing effect mechanism

VARIABLES	股权质押渠道虚拟变量($Pledge_Channel_Dummy$)		
	全样本	剔除ST样本	剔除质押时上市不满一年的样本
	(1)	(2)	(3)
$Pledge / Highest Price pct$	0.011 8 (0.060 9)	0.030 5 (0.061 2)	-0.040 3 (0.056 6)
Observations	43 136	42 775	42 116
LR Chi	2 636.30	2 656.25	2 572.81
Control Variables	YES	YES	YES
Year-Quarter FE	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES

注:表中数字第一行为估计系数,第二行括号中报告的结果为标准误差;*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著

回归结果如表9所示,本研究发现上市公司第一大股东股权质押发生时股票价格占此前一年股价最高点的百分比对于股东选择场内质押交易并不存在显著影响,且这一结果在剔除ST企业以及剔除质押时上市不满一年的子样本中保持稳健。上述结果表明,上市公司大股东不存在利用场内质押业务的时效性和便利性来满足其择时需求的动机,说明场内质押对于企业股价崩盘风险的提升并非由大股东场内择时质押所致。

3.4.4 其他稳健性检验

本研究还进行了一些其他稳健性检验。对于面板回归,为避免区域同群效应的影响,在基准模型的基础上控制区域固定效应,结果不变。同时,为避免遗漏短期质押(质押起始时间与解押时间在同一季度)对回归结果的影响,还计算了季内平均质押比例,作为解释变量进行回归,得出的结果同样稳健。此外,还考虑了其他能够反映股价崩盘风险的变量作为稳健性检验。参考Hutton等^[8],将经市场调整的日度收益率 $W_{i,t}$ 低于其季内日度收益率3.09个标准差时定义为发生崩盘,

并用当季度是否发生过崩盘的哑变量作为衡量崩盘风险的代理指标,采用面板Logit模型进行回归,结果基本一致。对于基准回归,本研究还进行了年度层面的回归,以及采用2013年之后的子样本进行了回归,结果不变。对于双重差分模型中实验组与对照组的定义,还采用了“有场内质押”的分类标准作为稳健性检验,结论一致。受篇幅所限,回归结果不再进行展示,留存备案。

4 结束语

党的二十大报告指出“加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险底线”,防范化解金融风险仍是“十四五”期间我国金融工作的重点。股权质押危机引起了各界对股权质押带来的负面影响的高度关注。本研究从场外到场内质押机制变化的角度,探究上市公司第一大股东股权质押对个股股价崩盘风险的影响。基于对2004年—2019年我国A股上市公司的股权质

押明细数据的分析发现:上市公司第一大股东股权质押对个股股价崩盘风险在2013年场内质押开放之显著上升;上市公司第一大股东场内质押比例越高,个股股价崩盘风险越大,而第一大股东场外质押并未显著提升股价崩盘风险。基于2013年场内质押市场开放作为政策冲击的因果识别及机制检验表明,上市公司股价崩盘风险增大的主要原因是场内质押平仓机制在资产价格下行阶段引发的杠杠效应。上述结果在经过工具变量检验、安慰剂检验以及替代机制检验后保持稳健。

本研究发现具有如下政策启示:首先,应尽快推进场内、场外质押统一监管,引入微观审慎机制,进一步加强质押前对出质方审查以及质押后

对资金使用途径的信息披露管理。其次,明确股权质押业务相关方责任,指导券商完善股权质押业务风险处置机制,包括建立股权质押业务动态风险监测体系、设置股权质押业务应急保障基金、强化危机时期质权方与出质方沟通机制等,防止由单体风险引发区域性系统性风险。最后,在强化股权质押业务监管的同时,进一步深化金融供给侧结构性改革,拓宽融资渠道,鼓励企业灵活运用专利技术发明质押、产品订单抵押、应收账款保理等进行多渠道融资,减少对股权质押融资的过度依赖,客观上将有助于降低股权质押风险,使股权质押业务更好地服务于实体经济,推动我国经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 褚剑, 方军雄. 中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化[J]. 经济研究, 2016, 51(5): 143-158.
Chu Jian, Fang Junxiong. Margin-trading, short-selling and the deterioration of crash risk[J]. Economic Research Journal, 2016, 51(5): 143-158. (in Chinese)
- [2] 彭俞超, 倪晓然, 沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 经济研究, 2018, 53(10): 50-66.
Peng Yuchao, Ni Xiaoran, Shen Ji. The effect of transforming the economy from substantial to fictitious on financial market stability: An analysis on stock price crash risk[J]. Economic Research Journal, 2018, 53(10): 50-66. (in Chinese)
- [3] 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[J]. 管理世界, 2016, (5): 128-140.
Xie Deren, Zheng Dengjin, Cui Chenyu. Is controlling shareholder's share pledge a potential "mine"? [J]. Management World, 2016, (5): 128-140. (in Chinese)
- [4] 谢德仁, 廖珂. 控股股东股权质押与上市公司真实盈余管理[J]. 会计研究, 2018, (8): 21-27.
Xie Deren, Liao Ke. Share pledging by controlling shareholders and real earnings management of listed firms[J]. Accounting Research, 2018, (8): 21-27. (in Chinese)
- [5] 姜付秀, 申艳艳, 蔡欣妮, 等. 多个大股东的公司治理效应: 基于控股股东股权质押视角[J]. 世界经济, 2020, 43(2): 74-98.
Jiang Fuxiu, Shen Yanyan, Cai Xinni, et al. Corporate governance effects of multiple blockholders: A perspective from controlling shareholders' share pledge[J]. The Journal of World Economy, 2020, 43(2): 74-98. (in Chinese)
- [6] 夏常源, 贾凡胜. 控股股东股权质押与股价崩盘: “实际伤害”还是“情绪宣泄”[J]. 南开管理评论, 2019, 22(5): 165-177.
Xia Changyuan, Jia Fansheng. Stock pledge of controlling shareholder and corporate crash risk[J]. Nankai Business Review, 2019, 22(5): 165-177. (in Chinese)
- [7] Jin L, Myers S C. R^2 around the world: New theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [8] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R^2 , and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 67-86.
- [9] Chen J, Hong H, Stein J C. Forecasting crashes: Trading volume, past returns and conditional skewness in stock prices[J]. Journal of Financial Economics, 2001, 61(3): 345-381.
- [10] Hong H, Stein J C. Differences of opinion, short-sales constraints and market crashes[J]. The Review of Financial Studies, 2003, 16(2): 487-525.
- [11] Shleifer A, Vishny R. Liquidation values and debt capacity: A market equilibrium approach[J]. The Journal of Finance, 1992, 47: 1343-1366.
- [12] Coval J, Stafford E. Asset fire sales (and purchases) in equity markets[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86: 479-512.
- [13] Brunnermeier M K, Pedersen L. Market liquidity and funding liquidity[J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22(6): 2201-2238.

- [14] Thurner S, Farmer J D, Geanakoplos J. Leverage causes fat tails and clustered volatility[J]. *Quantitative Finance*, 2012, 12(5): 695–707.
- [15] 郑国坚, 林东杰, 林斌. 大股东股权质押、占款与企业价值[J]. *管理科学学报*, 2014, 17(9): 72–87.
Zheng Guojian, Lin Dongjie, Lin Bin. Controlling shareholders' financial constraints, tunneling and firm value from the perspective of stock pledge[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2014, 17(9): 72–87. (in Chinese)
- [16] Wang Y C, Chou R K. The impact of share pledging regulations on stock trading and firm valuation[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 89: 1–13.
- [17] 王雄元, 欧阳才越, 史震阳. 股权质押、控制权转移风险与税收规避[J]. *经济研究*, 2018, 53(1): 138–152.
Wang Xiongyuan, Ouyang Caiyue, Shi Zhenyang. Controlling shareholder's shares pledge, the risk of losing control rights and tax avoidance[J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(1): 138–152. (in Chinese)
- [18] Dou Y, Masulis R W, Zein J. Shareholder wealth consequences of insider pledging of company stock as collateral for personal loans[J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32(12): 4810–4854.
- [19] Hadlock C, Pierce J. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909–1940.
- [20] 李沁洋, 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(8): 108–126.
Li Qinyang, Xu Nianhang. Capital market liberalization and stock price crash risk: Evidence from Shanghai-Hong Kong Stock Connect[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(8): 108–126. (in Chinese)
- [21] Keys B J, Mukherjee T, Seru A, et al. Did securitization lead to lax screening? Evidence from subprime loans[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(11): 307–362.
- [22] Wang Y, Xia H. Do lenders still monitor when they can securitize loans? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(8): 2354–2391.
- [23] 王道平, 范小云, 贾昱宁, 等. 投资者情绪、过度交易与中国股市场波动——基于证券投资者信心指数调查数据的分析[J]. *管理科学学报*, 2022, 25(7): 85–105.
Wang Daoping, Fan Xiaoyun, Jia Yuning, et al. Investor sentiment, overtrading and Chinese A-shares market volatility in China: A research based on SICI survey data[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2022, 25(7): 85–105. (in Chinese)
- [24] Jenter D. Market timing and managerial portfolio decisions[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(4): 1903–1949.
- [25] 徐寿福, 贺学会, 陈晶萍. 股权质押与大股东双重择时动机[J]. *财经研究*, 2016, 42(6): 74–86.
Xu Shoufu, He Xuehui, Chen Jingping. Stock pledge and large shareholders' dual timing motivation[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2016, 42(6): 74–86. (in Chinese)

Share pledging venues and financial market stability: From the perspective of stock price crash risk

CHEN Hai-qiang^{1, 2, 3}, ZHAO Xiao-yang^{2*}, LI Dong-xu^{1, 2, 3*}

1. The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
2. Department of Finance, School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
3. Laboratory of Digital Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, China

Abstract: The 2018 stock market crash in China has attracted wide attention to the underlying risk of share pledging financing (SPF). This paper, using transaction-level data on the SPF of Chinese listed firms from 2004 to 2019, investigates how the transition from OTC-based SPF to Exchange-based SPF affects stock crash risk. The papers finds significant differences in the impact of share pledging venues on stock crash risk: Stock crash risk increases with the pledging ratio of the largest shareholder on the exchange market, while that on the OTC market has insignificant effect on stock crash risk. Next, difference-in-differences (DID) is employed to test the impact mechanism by taking the policy allowing share pledging on the exchange market in 2013 as an exogenous shock. The results show that the risk management mechanisms of marking to market and margin close-out can trigger leverage effect during widespread stock price falls, so that crash risk may be imminent. These results survive a series of robust tests and alternative explanations. Overall, our results provide a new explanation for the origins of SPF crisis in 2018, and also shed light on improving the trading mechanism of share pledging.

Key words: share pledging finance (SPF) venue; leverage effect; stock crash risk; financial market stability