



No. 2310

Working Paper

股权质押是否加剧了股市的系统性风险？——基于协偏度、协峰度和溢出网络的研究

周颖刚 陈嘉欣 程欣

【摘要】 本文使用协偏度和协峰度来刻画个股对股市系统性风险的贡献，并研究个股股权质押对系统性风险的影响及其影响机制。在控制个股崩盘风险的情况下，控股股东股权质押比例高的上市公司、尤其是非国有上市公司对系统性风险的贡献更大，而股价信息溢出网络是股权质押加剧系统性风险的重要机制，那些质押比例高并且在股价信息溢出网络中具有系统重要性的上市公司是系统性风险的主要来源。

【关键词】 股权质押 协偏度 协峰度 系统性风险 股价信息溢出网络

【文章编号】 IMI Working Paper NO. 2310



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

股权质押是否加剧了股市的系统性风险？

——基于协偏度、协峰度和溢出网络的研究

周颖刚¹ 陈嘉欣² 程欣³

【摘要】本文使用协偏度和协峰度来刻画个股对股市系统性风险的贡献，并研究个股股权质押对系统性风险的影响及其影响机制。在控制个股崩盘风险的情况下，控股股东股权质押比例高的上市公司、尤其是非国有上市公司对系统性风险的贡献更大，而股价信息溢出网络是股权质押加剧系统性风险的重要机制，那些质押比例高并且在股价信息溢出网络中具有系统重要性的上市公司是系统性风险的主要来源。

【关键词】股权质押 协偏度 协峰度 系统性风险 股价信息溢出网络

一、引言

股权质押是指股东（出质方）以其持有的股权作为抵押品向券商、银行或个人（质权方）融资的行为。2013年以前，上市公司只能在场外向银行或信托公司质押股权。2013年5月《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（试行）》发布后，以券商为中介的场内质押规模迅速扩大。当前，上市公司大股东通过股权质押融资已成为我国资本市场的普遍现象（陆蓉和兰袁，2021）⁴。股权质押虽能在一定程度上缓解上市公司的融资困境，但也潜藏着股市系统性风险爆发的诱因：高质押比例的股票不但容易导致自身股价的闪崩，也会因券商在强制平仓过程中低价抛售爆仓股票，加剧整个股市的震荡。但是，已有研究主要关注股权质押对上市公司自身经济后果的影响，对股权质押的外部性，即其诱发的股市系统性风险关注不足。2019年习近平在中共中央政治局会议上指出“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”。因此，研究股权质押对整个股市系统性风险的影响是防范和化解重大风险的应有之义。

已有研究主要关注股权质押对上市公司自身崩盘风险的影响。因为，股权质押存在控制权转移的风险⁵。为了防止控制权转移，质押股权的上市公司倾向于通过隐瞒坏消息（钱爱民和张晨宇，2018）、

¹ 周颖刚，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，厦门大学经济学院、王亚南经济研究院

² 陈嘉欣，渤海银行总行财务部

³ 程欣，西南财经大学中国金融研究院

⁴ 截止2022年初，A股质押股数为5779.23亿股，质押市值为51404.98亿元；有239家A股上市公司控股股东累计质押自家公司数量占其持股比例超过80%。

⁵ 如果股价下跌到预警线或平仓线，出质人需要增加质押物或赎回股权，否则质权人可以无条件处置股票，存在控制权转移的风险。

向上盈余管理（谢德仁和廖珂，2018）等方式通过信息管理进行市值管理。但是，信息管理只是一种“权宜之计”，只能暂时蒙蔽投资者（谢德仁等，2016），因为审计师通常会增加对质权公司的审计投入（翟胜宝等，2017）。当坏消息无法继续隐瞒而被释放时，会对股价造成巨大冲击，导致股价剧烈下跌（彭俞超等，2018）。已有研究表明，控股股东质押股权的上市公司通过信息管理降低了股权质押期间上市公司的股价崩盘风险，但提高了股权质押解除后上市公司的股价崩盘风险（谢德仁等，2016）。也有研究发现，股权质押尤其是控股股东股权质押会导致股价下跌、加剧个股的崩盘风险（Dou et al., 2019）¹。

上述研究重在讨论股权质押对上市公司自身经济后果的影响，本文则使用协偏度和协峰度衡量个股的系统性风险（Systematic Risk），并研究个股股权质押对系统性风险的影响。资本资产定价模型（Capital Asset Pricing Model, CAPM），用单只证券与市场组合的相关性（ β ）衡量个股对市场组合系统性风险的贡献。但是，当风险资产的收益率不服从正态分布时，基于二阶矩的资产定价模型就不足以解释风险资产的收益率。大量的研究表明风险资产收益率具有非对称和尖峰厚尾的特征，应使用高阶矩来刻画这些风险特征。但是，投资者不仅追求高收益和低波动性（Mean-Variance Preference），也追求高偏度和低峰度，即投资者具有偏度偏好（Skewness Preference）和峰度偏好（Kurtosis Preference）。因为，具有高偏度的资产有更大的概率使投资者获得正收益，具有低峰度的资产有更大的概率使投资者避免极端损失。所以，具有偏度偏好的投资者追求更高（正）的偏度，这可以用“谨慎原则”（Prudence）来解释；具有峰度偏好的投资者追求更低（负）的峰度，这可以用“节制原则”（Temperance）来解释。基于高阶的投资者理性偏好，Harvey & Siddique（2000）和Dittmar（2002）等人提出高阶矩资本资产定价（CAPM）模型，用单只证券收益率与市场组合收益率的协偏度（Coskewness）和协峰度（Cokurtosis）衡量单个资产对整个市场系统性风险的贡献。大量的研究表明偏度偏好和峰度偏好存在于股票、债券、期权和外汇市场，而协偏度和协峰度能够反映单个资产的系统性风险从而预测这些市场中资产的预期收益（Harvey & Siddique, 2000; Dittmar, 2002; Chan et al., 2018）。另一类方法，基于在险价值（Value at Risk, VaR）这一概念，使用 ΔCoVaR 、SES、SRISK 估算单个证券对系统性风险的贡献。然而，这类方法更多地从统计层面，而非经济学角度出发探讨资产的尾部风险。相比之下，协偏度、协峰度直接对应投资者的偏度偏好和峰度偏好，具有较好的经济学含义（周颖刚等，2020）。

相较于已有研究，本文可能的边际贡献主要在于以下三点：

第一，已有研究主要关注股权质押对上市公司自身经济后果（如控制权转移、公司价值、崩盘风险和公司绩效）的影响（谢德仁等，2016；李常青等，2018；Dou et al., 2019）。本文则关注个股股权质押的负外部性，发现控股股东股权质押可能加剧整个股市的系统性风险。而且，这一结论在剔除个股自身崩盘风险的影响后依然成立。因此，本文不但丰富了控股股东股权质押经济后果的研究视角，也在股权质押成为我国资本市场普遍现象的背景下，为防范与化解系统性风险提供了新的

¹ 股票的崩盘风险衡量的是股票收益率的左偏程度。谢德仁等（2016）使用负收益偏态系数和收益上下波动比率衡量个股的崩盘风险；Dou et al.（2019）使用在险价值等指标衡量个股的崩盘风险。

思路。

第二，本文进一步研究了个股股权质押加剧系统性风险的机制，发现股价信息溢出网络是股权质押形成系统性风险的渠道。处于股价信息溢出网络中心位置的上市公司，带动其它股票股价同向变动的能力更强。因此，这类上市公司进行股权质押导致的崩盘风险，可能通过股价信息溢出网络传导至其它股票，从而形成系统性风险。这对监管部门识别系统重要性金融机构并及时有效隔离风险“传染源”具有重要的参考价值。

第三，本文使用协偏度和协峰度两类指标从不同视角衡量个股的系统性风险，能够更全面地反映股权质押对系统性风险的影响，为测度和监管个股的系统性风险提供了有益的借鉴和可操作性较强的实证方法。

后文的内容安排如下：第二部分提出待检验的假说，第三部分介绍实证设定，第四部分介绍数据，第五部分展示并分析实证结果，第六部分总结并提出政策建议。

二、研究假说

股权质押造成的股价崩盘不仅给投资者和上市公司造成损失，还可能使整个股市的系统性风险上升，给国家金融安全带来挑战。

第一，股权质押造成的股价崩盘不仅给质出股权的上市公司造成损失，也会连累关联券商的股价同步下跌。假定某上市公司控股股东质押了股权，质押率为 50%，预警线（实际市值/融入金额）为 160%、股权质押的平仓线（实际市值/融入金额）为 130%¹。当股价跌幅超过 20%，股价到达预警线，需要追加保证金。作为质出方的股东本就流动性紧张，不得不继续卖出股权以应付追加保证金的要求，对该上市公司本身的股价形成负面冲击。若股东无法补充保证金，或股价跌幅超过 35%，质押股权将被强制平仓²。而质押比例较高的上市公司在股价降至平仓线时可能面临被多个质权人同时平仓的压力（谢德仁等，2016），券商往往不得不折价抛售（Fire Sale）质押股权并因此遭受损失³。而投资者预见到该股股价在预警线和平仓线附近时，可能会受到出质方和质权方抛售，会在该股股价触及预警线或平仓线之前行动，在恐慌情绪中导致“磁吸效应”，使股价迅速下降到预警线或平仓线。除此以外，作为质权方的券商也可能因为各种原因无法出售已处于平仓线的质押股票而不得不计提损失⁴。而且，已有研究表明证券公司往往是风险传染的网络中心（杨子暉等，2018）⁵。因

¹ 参考国内主流券商股权质押业务的管理规定。

² 根据《证券公司股票质押贷款管理办法》，在质押股票市值与贷款本金之比降至平仓线时，质权人应及时出售质押股票。

³ 2016 年起，乐视陆续向西部证券、东方证券等多家券商质押股权。2018 年 1 月 24 日乐视复盘后三周内股价下跌 70%，乐视正式质押爆仓。同期，西部证券股价下跌 24%，上证综指下跌 18%。为此，西部证券计提减值准备 4.39 亿元；东方证券计提资产减值准备 1.78 亿元。

⁴ 大股东质押股票中，一部分是限售股，流动性较低，平仓需通过起诉、司法拍卖、第三方场外接盘等方式来处置；受大股东减持新规影响，可抛售的数量远远小于待“平仓”数量；考虑到金融维稳行动、客户关系，券商平仓流通股的态度非常谨慎。

⁵ 与银行、保险、房地产和其它部门相比，证券部门对外风险溢出最为明显。

此，个股股权质押导致的股价崩盘不仅仅对其自身有负面影响，也可能导致作为质权方的券商股价同步下跌，券商作为风险传染网络的中心进一步放大这一负面冲击，进而形成影响全局的系统性风险。据此，本文提出假说 H1。

假说 H1：在其他条件相同的情况下，控股股东股权质押比例高的上市公司，对系统性风险的贡献越大。

第二，股票价格相互影响相互作用，存在显著的风险传染现象。已有研究表明，相似的风格投资行为能够引起相同风格股票价格或收益的联动性（Wahal & Yavuz, 2013）；基金共同持股网络会导致股价的信息溢出，因为机构投资者通过相互学习形成了相似的投资决策（陈新春等，2017），而且个股股价下跌可能导致基金不得不折价抛售其持有的其它证券从而产生股价信息的溢出（Pichler et al., 2021）。因此，个股股权质押造成的股价崩盘可能通过股价信息溢出网络，带动其它股票的股价一同下跌，从而形成影响全局的系统性风险。据此，本文提出假说 H2。

假说 H2：在其他条件相同的情况下，带动其它股票股价同向变动能力更强的上市公司控股股东质押比例越高，对系统性风险的贡献越大。

第三，通过检验股权质押政策变动的调节效应，进一步检验股权质押对系统性风险的影响。股权质押业务虽然诞生较早，但是局限于以股权质押贷款为主的场外业务，只有银行和信托公司才能参与股权质押活动。2013 年 5 月发布的《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（试行办法）》（下文简称《试行办法》）标志着场内股权质押式回购业务开始有了制度基础。与银行和信托公司相比，证券公司要求的融资利率更低，对贷款使用的限制更少，因此《试行办法》的发布降低了参与股权质押业务的门槛。这可能增加股权质押业务的风险承担（Risk Taking），从而提高整个市场的系统性风险。据此，本文提出假说 H3。

假说 H3：2013 年《试行办法》实施之后，控股股东股权质押引致的系统性风险更大了。

第四，通过检验上市公司产权性质的调节效应，进一步检验股权质押对系统性风险的影响。为了防止国有资产流失，国有控股上市公司股权质押有一系列严格的制度安排，包括显性制度和隐性制度。从显性制度安排来看，政府对国有控股上市公司股权质押的监管更为严格，并且一旦触及“平仓点”，国有控股上市公司股权不能直接进行强制平仓。从隐性制度安排来看，由于地方政府的支持，国有控股上市公司能更容易、以更低成本的获得资金支持，其还款资金约束较低，但非国有控股上市公司面临较大的融资约束。无论显性制度还是隐性制度安排，都使得国有控股上市公司进行股权质押受到更多的限制，操作也更加困难复杂。因此，国有控股上市公司控制权转移的风险远低于非国有控股上市公司，崩盘风险也低于非国有控股上市公司（谢德仁等，2016）。据此，本文提出了假说 H4。

假说 H4：相对非国有控股上市公司而言，国有上市公司控股股东的股权质押对系统性风险的贡献更小。

然而，上述分析并不能解释股权质押为何能成为流行的融资方式。因此，本文进一步讨论了股权质押对系统性风险的非线性影响。本文认为，股权质押之所以能够成为流行的融资方式，是因为

适当比例的股权质押融资可以缓解公司的流动性危机，从而纾解其对股市系统性风险的贡献，过度的股权质押才会加剧系统性风险。据此，本文提出了假说 H5。

假说 H5：股权质押对系统性风险存在非线性影响，当控股股东股权质押比例超过某一临界值时才会加剧系统性风险。

三、实证设计

（一）指标构造

1. 协偏度、协峰度和崩盘风险

本文使用协偏度和协峰度衡量个股对系统性风险的贡献。Harvey & Siddque（2000）和 Dittmar（2002）使用高阶矩估计方法计算单个股票与市场收益率的协偏度和协峰度，公式简洁明了、易于理解。周颖刚等（2020）使用状态转换模型测算股市和债市间的协偏度和协峰度，这种方法待估参数多，比较适用于对市场层面的时间序列建模。因本文需要估算 A 股所有上市公司与市场组合的协偏度和协峰度，故采用 Harvey & Siddque（2000）和 Dittmar（2002）的方法。

本文参考 Harvey & Siddque（2000）的方法计算单只股票收益率与市场组合回报的协偏度。与 Harvey & Siddque（2000）的方法不同，为了衡量个股对股市系统性风险的贡献，本文将个股收益率滞后一期，见式（1）。其中， $R_{i,w-1,t}$ 为股票*i*在第*t*年第*w*-1周考虑红利再投资回报的周收益率， $R_{m,w,t}$ 为沪深 A 股市场组合在第*w*周按照市值加权的收益率。协偏度衡量了个股对股市偏度的贡献，偏度越小，个股对股市系统性风险的贡献越大¹。通俗地理解，协偏度衡量了个股收益率与股市波动性的相关性，若个股收益率下降导致下一期的股市波动性上升，即协偏度为负时，个股对股市系统性风险的贡献越大。

$$COSKEW_{i,t} = \frac{COV(R_{i,w-1,t}, R_{m,w,t}^2)}{Var(R_{i,w-1,t})^{\frac{1}{2}} Var(R_{m,w,t})} \quad (1)$$

本文参考 Dittmar（2002）的方法计算单个股票收益率与市场组合回报的协峰度。与协偏度的构建思路一致，本文与 Dittmar（2002）的方法不同之处在于将个股收益率滞后一期，用来衡量个股对股市系统性风险的贡献，见式（2）。协偏度衡量了个股对股市峰度的贡献，峰度越大，个股对股市系统性风险的贡献越大。通俗地理解，协峰度衡量了个股收益率与股市偏度的相关性，若个股收益率下降导致下一期的股市偏度下降（发生极端风险的可能性上升），即协峰度为正时，个股对股市系统性风险的贡献越大。

$$COKURT_{i,t} = \frac{COV(R_{i,w-1,t}, R_{m,w,t}^3)}{VAR(R_{i,w-1,t})^{\frac{1}{2}} VAR(R_{m,w,t})^{\frac{3}{2}}} \quad (2)$$

¹ 协偏度和协峰度类似于资本资产定价模型中的贝塔，但反映的是高阶的系统性风险。贝塔衡量了个股与市场组合回报的关系，贝塔越大意味着该股对系统性风险的贡献越大。

本文借鉴 Chen et al. (2001)、彭俞超等 (2018) 的方法, 使用负偏态系数衡量股价崩盘风险 (*NCSKEW*), 见式 (3) 至式 (5)。首先, 使用式 (3) 控制市场组合回报的两期超前项和两期滞后项, 以调整股票非同步性交易的影响 (Dimson, 1979); 其次, 使用式 (3) 的残差项 $\varepsilon_{i,w,t}$ 计算股票 i 经调整的周持有回报 $W_{i,w,t}$; 最后, 使用式 (5) 计算股票 i 的负偏态系数, 以衡量股价崩盘风险, 该变量的数值反映了股票收益左偏的程度, 负偏态系数绝对值越大, 代表个股崩盘风险越大。其中, n 为股票在一年中的交易周数。

$$R_{i,w,t} = \alpha_i + \beta_1 R_{m,w-2,t} + \beta_2 R_{m,w-1,t} + \beta_3 R_{m,w,t} + \beta_4 R_{m,w+1,t} + \beta_5 R_{m,w+2,t} + \varepsilon_{i,w,t} \quad (3)$$

$$W_{i,w,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,w,t}) \quad (4)$$

$$NCSKEW_{i,t} = -\frac{n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{i,w,t}^3}{(n-1)(n-2)(\sum W_{i,w,t}^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (5)$$

股权质押业务不但影响个股对股市系统性风险的贡献, 也影响个股自身的股价崩盘风险。也有学者认为在中国股票市场, 个股的崩盘风险就是一种系统性风险 (刘圣尧等, 2016)¹。为此, 需要从个股系统性风险的衡量指标中剔除崩盘风险的影响。因此, 本文分别按照式 (6) 和式 (7), 用崩盘风险 (*NCSKEW*) 分别对协偏度 (*COSKEW*)、协峰度 (*COKURT*) 进行回归, 并使用残差构建正交化协偏度 (*ORCOSKEW*) 和正交化协峰度 (*ORCOKURT*)。将剔除个股崩盘风险的协偏度和协峰度也作为因变量对假说 H1 至 H5 逐一进行稳健性检验。

$$ORCOSKEW_{i,t+1} = COSKEW_{i,t+1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 NCSKEW_{i,t} \quad (6)$$

$$ORCOKURT_{i,t+1} = COKURT_{i,t+1} - \hat{\gamma}_0 - \hat{\gamma}_1 NCSKEW_{i,t} - \hat{\gamma}_2 KURTOSIS_{i,t} \quad (7)$$

2. 股价信息溢出

本文借鉴杨子暉和周颖刚 (2018) 的方法, 使用滞后一阶的向量自回归模型构造沪深 A 股上市公司股价收益率的信息溢出网络, 见式 (8)。其中, $[R_{1,w}, R_{2,w}, \dots, R_{N,w}]^T$ 为所有 A 股股票在 t 年的周度收益率。

$$\begin{bmatrix} R_{1,w} \\ R_{2,w} \\ \vdots \\ R_{N,w} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{1,0} \\ b_{2,0} \\ \vdots \\ b_{N,0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{1,1} & \dots & b_{1,N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{N,1} & \dots & b_{N,N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,w-1} \\ R_{2,w-1} \\ \vdots \\ R_{N,w-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{1,w} \\ \eta_{2,w} \\ \vdots \\ \eta_{N,w} \end{bmatrix} \quad (8)$$

需要说明的是, 如果向量自回归模型的滞后阶数增加, 待估参数将成倍增加, 而且广义脉冲响应和广义方差分解也对样本量有更高的要求。为了得到年度的股价信息溢出网络, 本文采用年度滚动样本对上述模型进行估计, 样本量远小于待估参数²。因此, 本文使用滞后一阶的向量自回归模型的一阶滞后系数衡量股价信息溢出网络, 并使用自适应弹性网络法 (Adaptive Elastic Net, AENET) 解决维度灾难的问题 (Zou and Zhang, 2009)³, 并参考 Belloni et al. (2012) 的方法, 用筛选得到的

¹ 刘圣尧等 (2016) 用市场崩盘时个股出现崩盘的条件概率衡量个股崩盘的系统性风险。

² 滚动估计使用的信息是固定长度的滚动样本, 刻画的是固定时间窗口的流量效应 (Flow Effect)。

³ 自适应弹性网络法综合了 LASSO 与岭估计的优点, 既适用于变量高度相关的情况, 又可以高效缩小待估系数。模型设定为 $\theta_{aenet} = \left(1 + \frac{\lambda}{2}(1 - \gamma_e)\right) \left(\underset{\theta \in \Theta}{\operatorname{argmin}} \|Y - Z\theta\|^2 + \lambda \left(\frac{1 - \gamma_e}{2} \|\theta\|_2^2 + \gamma_e \sum_{j=1}^N \|\theta_j\|_1\right)\right)$, 本文使用十折交叉验证选择最优的 λ 值, 并设定 $\gamma_e = 0.5$ 。

股票重新估算式 (8) 得到系数矩阵 $[b_{i,j,t}]$, 再根据式 (9) 构造股价信息溢出网络¹。

$$b'_{i,j,t} = \begin{cases} b_{i,j,t} \times I(b_{i,j,t} > 0), & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (9)$$

$B_t = [b'_{i,j,t}]$ 即为第 t 年 A 股股价信息溢出网络的邻接矩阵, 其中非对角线元素 $b'_{i,j,t}$ 表示股票 j 对股票 i 价格的影响强度, $b'_{i,j,t}$ 为正表示股票 j 带动股票 i 的股价同向变动, 反之则负向变动。本文使用信息溢出强度 (OUT) 衡量股票 j 带动其它股票价格同向变动的能力, 该指标越大说明股票 j 带动其它股票股价同向变动的能力越强, 见式 (10)。

$$OUT_{j,t} = \sum_i b'_{i,j,t} \quad (10)$$

需要说明的是, 使用基于向量自回归模型的方法构造信息溢出网络的目的一般是用来衡量金融机构的系统重要性, 即其“牵一发而动全身”的能力。本文构造的信息溢出强度衡量的就是个股在信息溢出网络中的系统重要性, 与用于衡量个股系统性风险的协偏度和协峰度是有区别的。信息溢出强度用于检验假说 H2, 意在说明具有系统重要性的个股进行大比例的股权质押可能会产生影响全局的系统性风险。

(二) 模型设定

参照 Chen et al. (2001) 和谢德仁等 (2016) 的研究, 本文使用固定效应模型检验假说 H1, 见式 (11) 和式 (12), 下同。其中, $COSKEW$ 和 $COKURT$ 分别为协偏度和协峰度, PLG 为控股股东股权质押比例, u_i 为个体固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。若假说 H1 成立, 个股控股股东股权质押比例越高, 对系统性风险贡献越大, 协偏度应越小, 协峰度应越大。因此, H1 成立时式 (11) 中股权质押比例的系数 β_1 应显著为负, 式 (12) 中股权质押比例的系数 γ_2 应显著为正。模型中所有解释变量均滞后一年, 下同。

$$COSKEW_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 PLG_{i,t} + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$COKURT_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 PLG_{i,t} + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

使用式 (13) 和 (14) 检验假说 H2。式 (13) 和 (14) 引入了控股股东股权质押比例与出度的交乘项 ($PLG_{i,t} \times OUT_{i,t}$)。若假说 H2 成立, 控股股东股权质押比例高且带动其它股票股价同向变动能力更强的上市公司更容易加剧系统性风险, 其协偏度应越小, 协峰度应越大。因此, H2 成立时, 式 (13) 交乘项 ($PLG_{i,t} \times OUT_{i,t}$) 的系数 β_3 应显著为负, 式 (14) 交乘项 ($PLG_{i,t} \times OUT_{i,t}$) 的系数 γ_3 应显著为正。

$$COSKEW_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 PLG_{i,t} + \beta_2 OUT_{i,t} + \beta_3 PLG_{i,t} \times OUT_{i,t} + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$COKURT_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 PLG_{i,t} + \gamma_2 OUT_{i,t} + \gamma_3 PLG_{i,t} \times OUT_{i,t} + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

使用式 (15) 和 (16) 检验假说 H3。式 (15) 和 (16) 引入了控股股东质押比例与《试行办法》

¹ Belloni et al. (2012) 提出先使用 LASSO 对变量进行筛选, 再对筛选后得到的变量进行回归分析, 即 Post-LASSO, 以校正被过度压缩变量系数。

的交乘项 ($PLG_{i,t} \times D_{i,t}$)。其中, D 为《试行办法》的虚拟变量, 2013 年以前取 0, 2013 年及以后取 1。交乘项回归系数 β_3 、 γ_3 反映了《试行办法》的实施效果。若假说 H3 成立, 则 2013 年以后控股股东股权质押对系统性风险的贡献将进一步放大, 股票的协偏度应越小, 协峰度应越大。因此, H3 成立时, 式 (15) 交乘项 ($PLG_{i,t} \times D_{i,t}$) 的系数 β_3 应显著为负, 式 (16) 交乘项 ($PLG_{i,t} \times D_{i,t}$) 的系数 γ_3 应显著为正。

$$COSKEW_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 PLG_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 PLG_{i,t} \times D_{i,t} + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$COKURT_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 PLG_{i,t} + \gamma_2 D_{i,t} + \gamma_3 PLG_{i,t} \times D_{i,t} + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

使用式 (17) 和 (18) 检验假说 H4。式 (17) 和 (18) 引入交乘项 $PLG_{i,t} \times SOE_{i,t}$ 。其中 SOE 为企业性质虚拟变量, 国有控股上市公司取值为 1, 非国有控股上市公司取值为 0。交互项的系数 β_3 和 γ_3 体现了国有控股上市公司相对于非国有控股上市公司控股股东参与股权质押业务对系统性风险贡献的区别。若 H4 成立, 则国有上市公司控股股东股权质押行为对系统性风险的贡献相较于非国有上市公司更小, 国有上市公司的协偏度应较大, 协峰度应较小。因此, H4 成立时, 式 (17) 交乘项 ($PLG_{i,t} \times SOE_{i,t}$) 的系数 β_3 应显著为正, 式 (18) 交乘项 ($PLG_{i,t} \times SOE_{i,t}$) 的系数 γ_3 应显著为负。

$$COSKEW_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 PLG_{i,t} + \beta_2 SOE_{i,t} + \beta_3 PLG_{i,t} \times SOE_{i,t} + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

$$COKURT_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 PLG_{i,t} + \gamma_2 SOE_{i,t} + \gamma_3 PLG_{i,t} \times SOE_{i,t} + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

使用式 (19) 和 (20) 检验假说 H5。若假说 H5 成立, 个股控股股东股权质押比例较低时, 对系统性风险贡献较低, 其协偏度较大、协峰度较小; 而当控股股东股权质押比例超过一定临界值时, 个股对系统性风险的贡献增加, 其协偏度更小、协峰度更大。因此, 模型 (19) 应表现为倒“U”型, 模型 (20) 应表现为正“U”型。即式 (19) 控股股东股权质押比例二次项 ($PLG_{i,t}^2$) 的系数 β_2 应显著为负, 式 (20) 控股股东股权质押比例二次项 ($PLG_{i,t}^2$) 的系数 γ_2 应显著为正。

$$COSKEW_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 PLG_{i,t} + \beta_2 PLG_{i,t}^2 + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

$$COKURT_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 PLG_{i,t} + \gamma_2 PLG_{i,t}^2 + \sum_{n=1}^N Controls_{i,n,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

四、研究样本与数据说明

(一) 数据与样本

本文选用的样本为 2004 至 2017 年沪深 A 股上市公司的年度数据。数据起始于 2004 年的原因在于, 股权质押行为从 2004 年开始较为普遍。而 2018 年 3 月施行的《股票质押式回购交易及登记结算业务办法 (2018 年修订)》要求上市公司股票质押率上限不得超过 60%, 在此之前并没有统一的质押率上限标准, 考虑到此规定可能会影响控股股东的股权质押行为, 因此本文样本截止于 2017

年末。控股股东股权质押数据来自东方财富（CHOICE）数据库；财务数据来自东方财富数据库和国泰安（CSMAR）数据库，并进行了交叉核对；行业数据来自于证监会《上市公司行业分类指引（2012年修订）》文件。样本剔除了金融行业的上市公司、ST的上市公司和财务数据缺失的上市公司，得到26093个有效观测值。为了避免极值的影响，对连续变量进行了上下1%的winsorize缩尾处理。

（二）变量

表1汇总了本文使用的各变量的含义及计算方法。协偏度（*COSKEW*）、协峰度（*COKURT*）衡量个股系统性风险，是本文主要被解释变量。控股股东累计股权质押比例（*PLG*）为主要解释变量。考虑到股东可能在同一年度多次进行股权质押，本文用*t*年末控股股东累计质押股数与控股股东持股数量的比值，即控股股东累计股权质押比例，衡量上市公司控股股东参与股权质押业务的程度。此外，参照已有研究工作，将如下影响因素纳入控制变量：第一类为公司基本面变量，包括公司规模（*SIZE*）、市账比（*PB*）；第二类为财务表现，包括资产负债率（*LEV*）、企业自由现金流（*FCFF*）、总资产收益率（*ROA*）；第三类为市场表现，包括股票收益波动（*SIGMA*）、换手率（*HSL*）、平均周持有收益率（*RET*）。

表1 变量说明

	变量	变量符号	变量说明
被解释变量	协偏度	<i>COSKEW</i>	该指标越小，个股对系统性风险的贡献越大，计算方法见式（1）。
	协峰度	<i>COKURT</i>	该指标越大，个股对系统性风险的贡献越大，计算方法见式（2）。
解释变量	控股股东股权质押比例	<i>PLG</i>	年末控股股东累计质押股数/控股股东总持股数量
	信息溢出强度	<i>OUT</i>	该指标越大，个股带动其它股票股价同向变动的能力越强，计算方法见式（17）。
	企业产权性质虚拟变量	<i>SOE</i>	国有控股上市公司为取值为1，非国有控股上市公司为0。
	试行办法虚拟变量	<i>D</i>	《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（试行办法）》的年份的虚拟变量，2013年及之后为1，2013年前为0。
控制变量	股价崩盘风险	<i>NCSKEW</i>	个股负收益偏态系数，该变量的数值越大，代表股票的崩盘风险越大，计算方法见式（5）。
	企业自由现金流	<i>FCFF</i>	公司（经营活动现金净流量+投资活动现金净流量-利息支出）/营业收入
	股票收益波动	<i>SIGMA</i>	个股周持有收益的标准差
	市账比	<i>PB</i>	公司年末总市值/账面净资产
	换手率	<i>HSL</i>	个股平均周换手率
	总资产收益率	<i>ROA</i>	公司净利润/总资产
	公司规模	<i>SIZE</i>	公司总资产的自然对数
	资产负债率	<i>LEV</i>	公司总负债/总资产
	平均周持有收益率	<i>RET</i>	个股周持有收益率

（三）描述性统计

表2展示了主要变量的描述性统计，表3进一步对主要变量的均值进行了分组比较。（1）对样本内所有企业而言，协偏度（*COSKEW*）的平均值和标准差分别为-0.109和0.395。协峰度（*COKURT*）的平均值和标准差为1.697和1.189，说明样本期间不同年度和公司之间个股对系统性风险的贡献存

在较明显的差异。根据上市公司在股价信息溢出网络中的出度与出度中位数的比较，可以把上市公司分为低出度和高出度上市公司两类。高出度企业的协偏度均值为-0.136，协峰度均值为 1.760，低出度企业的协偏度均值为-0.082，协峰度均值为 1.633，高出度企业具有更小的协偏度和更大的协峰度。说明平均而言，高出度企业对股市系统性风险的贡献更大。根据上市公司的产权性质，可以把上市公司分为国有和非国有上市公司。非国有控股上市公司的协偏度（-0.148）比国有控股上市公司的协偏度（-0.065）更小，说明从协偏度的视角看，非国有控股上市公司对股市系统性风险的贡献更大。非国有控股上市公司的协峰度（1.561）比国有控股上市公司的协峰度（1.853）更小，说明从协峰度的视角看，国有控股上市公司对股市系统性风险的贡献更大。（2）对所有企业而言，控股股东平均质押比例（*PLG*）为 12.1%，且标准差为 0.265。其中非国有控股上市企业控股股东的平均质押比例为 19.6%，远大于国有控股上市企业控股股东平均质押比例 3.4%。而在样本中，国有控股上市企业与非国有控股上市企业数量基本相当。这也印证了非国有控股上市企业由于更难获得银行贷款，更倾向于通过更为灵活便捷的股权质押进行融资。（3）国企哑变量（*SOE*）的均值为 0.466，说明样本内国有控股上市企业的观测值占到样本总量的 46.6%，国企与非国企的样本量总体相当。（4）贝塔系数（ β ）的均值接近 1，为 1.075；股价崩盘风险（*NCSKEW*）均值为-0.312，与已有研究（谢德仁等，2016）的估算较为接近。其他公司基本面变量、财务表现变量和市场表现变量是文献中常见的控制变量，不再赘述。

表 4 展示了主要变量的相关性检验。（1）协偏度（*COSKEW*）和协峰度（*COKURT*）显著负相关（相关系数为-0.40，且在 1%水平上显著），但相关系数并不为-1，从协偏度的视角看具有较大系统性风险的个股，从协峰度的视角看系统性风险未必更大。这说明有必要从协偏度和协峰度两个视角去衡量个股对股市系统性风险的贡献。（2）控股股东股权质押比例与协偏度呈显著的负相关关系（相关系数为-0.13，且在 1%水平上显著），与协峰度呈显著的正相关关系（相关系数为 0.01，且在 5%水平上显著），说明当个股的控股股东股权质押比例越高时，个股的协偏度越小、协峰度越大，对系统性风险的贡献越大。这已统计结果初步佐证了本文假说一对股权质押与个股系统性风险相关关系的判断。值得注意的是，个股质押比例与协峰度的相关系数较小，可能意味着从协峰度的视角看，个股股权质押对系统性风险的贡献较小。这也说明，在研究股权质押带来的系统性风险时，有必要从协偏度和协峰度等不同的视角去衡量个股的系统性风险。（3）协偏度、协峰度与贝塔系数虽然显著相关，但并不是高度相关¹。这一方面说明协偏度、协峰度与贝塔系数均能在一定程度上反映系统性风险，另一方面说明协偏度、协峰度还包含了贝塔系数所没有反映的系统性风险信息。（4）代表系统性风险的协偏度、协峰度与代表个股特有风险的崩盘风险的相关系数较低，说明两者具有本质差异。这一统计结果初步佐证了本文关注个股系统性风险的必要性和贡献²。

¹ 协偏度与贝塔系数的相关系数为-0.13，且在 1%水平上显著，协峰度与贝塔系数的相关系数为 0.39，且在 1%水平上显著。

² 此外，协偏度、协峰度与其他控制变量也显著相关，而控股股东股权质押比例和其他控制变量之间的相关系数最大仅为-0.30。最后，方差膨胀因子的检验结果显示，所有变量的 VIF 均小于 10，说明主要变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表 2 主要变量的描述性统计

变量/分组	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	样本量
协偏度	-0.109	0.395	-1.29	-0.068	0.837	26093
协峰度	1.697	1.189	-0.554	1.474	5.373	26093
控股股东股权质押比例	0.121	0.265	0.000	0.000	1.000	26093
贝塔系数	1.075	0.461	-0.221	1.805	2.415	26093
国企哑变量	0.466	0.499	0.000	0.000	1.000	26093
出度	1.994	1.322	0.000	1.859	87.726	26093
股价崩盘风险	-0.312	0.983	-3.899	-0.212	2.500	26093
企业自由现金流	0.004	11.219	-52.83	0.169	53.164	26093
股票收益波动	0.106	0.119	0.026	0.064	0.620	26093
市净率	0.045	0.043	0.005	0.032	0.299	26093
换手率	0.033	0.029	0.003	0.024	0.162	26093
总资产收益率	0.044	0.059	-0.212	0.039	0.227	26093
公司规模	12.653	1.260	10.012	12.493	16.529	26093
资产负债率	0.445	0.211	0.050	0.445	1.080	26093
平均周持有收益率	0.007	0.019	-0.019	0.003	0.121	26093

表 3 主要变量的分组均值

		样本量	协偏度	协峰度	控股股东 股权质押比例
分类	所有上市公司	26093	-0.109	1.697	0.121
股价信息 溢出网络	低出度上市公司	13046	-0.082	1.633	0.100
	高出度上市公司	13047	-0.136	1.760	0.142
股权性质	非国有控股上市公司	13943	-0.148	1.561	0.196
	国有控股上市公司	12150	-0.065	1.853	0.034

注：根据上市公司在股价信息溢出网络中的出度与出度中位数的比较，把上市公司分为低出度和高出度上市公司两类；根据上市公司的产权性质，把上市公司分为非国有控股和国有控股上市公司。

表 4 主要变量相关性检验

	协偏度	协峰度	控股股东 股权质押比例	贝塔 系数	国有企业哑 变量	股价崩盘风 险
协峰度	-0.40***					
控股股东 股权质押比例	-0.13***	0.01**				
贝塔系数	-0.13***	0.39***	0.04***			
国有企业哑变量	0.11***	0.12***	-0.30***	0.01***		
崩盘风险	0.09***	0.11***	0.04***	0.02***	0.05***	
出度	0.05***	-0.05***	-0.06***	0.14***	-0.02***	-0.09***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

五、实证结果与分析

(一) 股权质押对股市系统性风险的影响

表 5 展示了假说 H1 的回归结果，并从左至右分别报告协偏度 (*COSKEW*)、正交化协偏度 (*ORCOSKEW*)、协峰度 (*COKURT*)、正交化协峰度 (*ORCOKURT*) 作为被解释变量的回归结果。表 5 第 (1) 列使用式 (11) 检验了控股股东股权质押对协偏度 (*COSKEW*) 的影响。控制其它影响因素后，控股股东股权质押比例 (*PLG*) 的系数为 -0.049，且在 1% 水平上显著，控股股东股权质押比例增加一个标准差将导致协偏度平均下降 3.29%¹。这意味着，高质押率降低了股市的偏度。表 5 第 (3) 列使用式 (12) 检验了控股股东股权质押对协峰度 (*COKURT*) 的影响。控制其它影响因素后，控股股东股权质押比例 (*PLG*) 的回归系数为 0.311，且在 1% 水平上显著，控股股东质押比例增加一个单位的标准差，将导致协峰度平均增加 6.93%²。这意味着，高质押率提高了整个股市的峰度。表 5 第 (2) 和 (4) 列展示了使用 (17)、(18) 式剔除股价崩盘风险的正交化协偏度 (*ORCOSKEW*) 和正交化协峰度 (*ORCOKURT*) 作为被解释变量的回归结果。剔除股价崩盘风险的影响后，控股股东股权质押比例 (*PLG*) 系数的绝对值更大了，分别为 -0.051 和 0.325，且在 1% 水平上显著。这说明，个股的控股股东股权质押比例越高，个股协偏度越小、协峰度越大，个股对系统性风险的贡献越大。总之，控股股东股权质押加剧了系统性风险，假说 H1 成立。

表 5 股权质押对系统性风险的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	协偏度	正交化协偏度	协峰度	正交化协峰度
控股股东 股权质押比例	-0.049*** (-3.636)	-0.051*** (-3.860)	0.311*** (7.251)	0.325*** (7.591)
贝塔	0.014** (2.135)	0.014** (2.124)	-0.029 (-1.385)	-0.054** (-2.574)
是否为 国有企业	-0.001 (-0.036)	-0.0002 (-0.012)	0.127*** (5.567)	0.155*** (2.955)
自由 现金流	-0.001*** (-5.256)	-0.001*** (-5.106)	0.001* (1.719)	0.001* (1.704)
股价 波动率	0.647*** (28.442)	0.615*** (27.257)	0.659*** (9.084)	0.778*** (10.745)
市账比	-1.148*** (-13.364)	-1.201*** (-14.101)	5.301*** (18.935)	5.318*** (18.994)
换手率	-1.777*** (-12.304)	-1.651*** (-11.526)	9.601*** (20.873)	8.796*** (19.170)
总资产 报酬率	1.048*** (18.257)	1.035*** (18.168)	-2.053*** (-11.208)	-2.179*** (-11.920)

¹ 3.29% = -0.049 × 0.265 / 0.395。其中 -0.049 为表 5 第 (1) 列回归系数，0.265 为表 2 质押比例标准差，0.395 为协偏度标准差，其含义为当质押比例平均增加一个单位标准差时，将导致协偏度下降幅度占其标准差的 3.29%。

² 6.93% = 0.311 × 0.265 / 1.189 = 6.93%。其中 0.311 为表 5 第 (3) 列回归系数，0.265 为表 2 质押比例标准差，1.189 为协峰度标准差。此处含义为当质押比例平均增加一个单位标准差时，将导致协峰度增加幅度占其标准差的 6.93%。

公司规模	-0.145*** (-30.859)	-0.141*** (-30.221)	0.318*** (19.635)	0.306*** (18.930)
资产负债率	0.232*** (8.952)	0.239*** (9.298)	-0.911*** (-10.913)	-0.917*** (-11.012)
持有回报	-6.954*** (-32.140)	-7.002*** (-32.622)	6.177*** (8.776)	6.543*** (9.253)
协偏度			0.155*** (2.940)	0.056** (2.422)
固定效应	是	是	是	是
观测值	22,789	22,789	22,789	22,789
调整 R2	0.228	0.225	0.114	0.113
F 统计量	492.616***	482.417***	198.460***	196.323***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

(二) 股价信息溢出对股权质押系统性风险的影响

表 6 展示了假说 H2 的回归结果，并重点展示控股股东股权质押比例（*PLG*）与出度交乘项（*PLG* × *OUT*）的系数。表 6 第（1）（2）列为协偏度（*COSKEW*）、正交化协偏度（*ORCOSKEW*）作被解释变量的回归结果，控股股东股权质押比例与出度交乘项（*PLG* × *OUT*）回归系数均在 1%水平上显著为负。这说明，高质押率个股通过股价信息溢出带动其它股票股价同向变动，从而降低了股市的偏度、提高了股市的系统性风险。表 6 第（3）（4）列为协峰度（*COKURT*）、正交化协峰度（*ORCOKURT*）作被解释变量的回归结果，控股股东股权质押比例与出度交乘项（*PLG* × *OUT*）的回归系数均在 1%水平上显著为正。这说明，高质押率个股通过股价信息溢出带动其它股票的股价同向变动，从而提高了股市的峰度和系统性风险。总之，个股带动其它股票股价同向变动的能力越强，越容易将股权质押引致的风险放大，从而产生影响整个股市的系统性风险，假说 H2 成立。

表 6 股价信息溢出对股权质押系统性风险的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	协偏度	正交化协偏度	协峰度	正交化协峰度
控股股东股权质押比例× 出度	-0.081*** (-6.220)	-0.081*** (-6.234)	0.149*** (3.548)	0.154*** (3.689)
控股股东 股权质押比例	0.038 (1.304)	0.034 (1.167)	0.226** (2.387)	0.226** (2.393)
出度	0.006*** (2.759)	0.007*** (2.936)	0.009 (1.157)	0.004 (0.467)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	22,789	22,789	22,789	22,789
调整 R2	0.246	0.243	0.121	0.120
F 值	434.109***	428.423***	171.259***	169.978***

注：本文用协偏度和协峰度刻画个股的系统性风险，个股的协偏度越小、协峰度越大，对系统性风险的贡献越大。使用剔除崩盘风险后的正交化协偏度和协峰度进行稳健型检验。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

（三）场内质押政策对股权质押系统性风险的影响

表 7 给出了假说 H3 的回归结果，并重点展示控股股东股权质押比例（*PLG*）与《试行办法》（*D*）交乘项（*PLG × D*）的系数。第（1）列的被解释变量为协偏度（*COSKEW*），控股股东股权质押比例与《试行办法》的交乘项系数为负但并不显著。说明《试行办法》的实施并没有显著增强股权质押对股市负偏度的贡献。第（3）列的被解释变量是协峰度（*COKURT*），控股股东质押比例与《试行办法》交乘项系数为 0.349，且在 1%水平上显著。说明在其它因素保持不变的情况下，《试行办法》的实施提高了股权质押对股市峰度的贡献。使用正交化协偏度（*ORCOSKEW*）和正交化协峰度（*ORCOKURT*）作被解释变量的回归结果，见第（2）和（4）列，与第（1）和（3）列的回归结果基本一致。总之，《试行办法》的实施并没有降低股市的偏度，但提高了股市的峰度；说明《试行办法》的实施并没有提高股市的波动性，但提高了股市大跌的可能性。

表 7 场内质押的政策对股权质押系统性风险的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	协偏度	正交化协偏度	协峰度	正交化协峰度
控股股东股权质押比例×试行办法	-0.009 (-0.336)	-0.012 (-0.414)	0.349*** (3.856)	0.433*** (4.814)
控股股东股权质押比例	-0.072*** (-2.790)	-0.075*** (-2.925)	0.123 (1.487)	0.070 (0.858)
试行办法	-0.140*** (-19.558)	-0.131*** (-18.390)	0.492*** (21.395)	0.538*** (23.585)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	22,789	22,789	22,789	22,789
调整 R2	0.259	0.253	0.142	0.151
F 统计量	466.432***	452.061***	207.402***	221.336***

注：本文用协偏度和协峰度刻画个股的系统性风险，个股的协偏度越小、协峰度越大，对系统性风险的贡献越大。使用剔除崩盘风险后的正交化协偏度和协峰度进行稳健型检验。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

（四）企业性质对股权质押系统性风险的影响

表 8 的回归结果检验了假说 H4，并重点展示控股股东股权质押比例（*PLG*）与企业性质（*SOE*）的交乘项（*PLG × SOE*）的系数。表 8 第（1）列为协偏度（*COSKEW*）作被解释变量的回归结果，控股股东股权质押比例与国有企业哑变量交乘项（*PLG × SOE*）的系数为 0.015，但并不显著，说明不同股权性质的上市公司控股股东进行股权质押对股市波动性的影响没有显著差别。表 8 第（3）列报告了协峰度（*COKURT*）作被解释变量的回归结果，控股股东股权质押比例与国有企业哑变量交乘项（*PLG × SOE*）的系数为-0.314，且在 5%水平下显著，说明相对于非国有控股上市公司而言，国有控股上市公司的控股股东股权质押会显著增加整个股市下跌的可能性。表 8 第（2）和（4）列为正交化协偏度（*ORCOSKEW*）和正交化协峰度（*ORCOKURT*）作被解释变量的回归结果，结果与第（1）、（3）列相似。上述结果说明，国有和非国有控股上市公司的股权质押行为对股市波动性的影响没有显著区别；但是，与国有上市公司相比，非国有上市公司的股权质押会显著提高股市极

端负收益的可能性。根据表 3 描述性统计，样本期内非国有控股上市公司控股股东股权质押比例的均值高达 19.6%，而国有控股上市公司仅为 3.4%，非国有控股上市公司的平均质押比例更高，对股市系统性风险的贡献也更大。因此，防范股权质押带来的股市市值下跌风险，应重点监管非国有控股上市公司的股权质押行为。

表 8 企业性质对股权质押系统性风险的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	协偏度	正交化协偏度	协峰度	正交化协峰度
控股股东股权质押比例× 是否为国有企业	0.015 (0.387)	0.024 (0.601)	-0.314** (-2.463)	-0.365*** (-2.874)
控股股东 股权质押比例	-0.122*** (-7.581)	-0.125*** (-7.840)	0.512*** (9.947)	0.523*** (10.174)
是否为国有企业	-0.003 (-0.178)	-0.003 (-0.191)	0.183*** (3.443)	0.185*** (3.489)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	22,789	22,789	22,789	22,789
调整 R2	0.244	0.240	0.116	0.115
F 统计量	461.494***	450.654***	188.148***	186.055***

注：本文用协偏度和协峰度刻画个股的系统性风险，个股的协偏度越小、协峰度越大，对系统性风险的贡献越大。使用剔除崩盘风险后的正交化协偏度和协峰度进行稳健型检验。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

（五）股权质押与系统性风险的非线性关系

考虑到适当的质押比例的确能缓解上市公司的融资约束，控股股东股权质押比例（ PLG ）与系统性风险可能存在着非线性关系。为此，本文在基准回归模型的基础上加入质押比例的平方项（ PLG^2 ）检验股权质押对系统性风险的非线性影响。表 9 报告了假说 H5 的回归结果，如第（1）、（2）列回归所示，协偏度（ $COSKEW$ ）、正交化协偏度（ $ORCOSKEW$ ）对质押比例的平方项（ PLG^2 ）回归系数为-0.135 和-0.138，且在 1%水平上显著。说明协偏度与控股股东股权质押比例之间存在着显著的倒“U”型关系。第（3）、（4）回归显示，协峰度（ $COKURT$ ）、正交化协峰度（ $ORCOKURT$ ）对质押比例的平方项（ PLG^2 ）回归系数为 0.338 和 0.330，且在 1%水平上显著为负，说明协峰度与控股股东股权质押比例之间存在着显著的正“U”型关系。这都说明质押比例与系统性风险存在着显著的非线性关系，当控股股东股权质押比例低于某一临界值时，股权质押能够降低系统性风险；但是，当控股股东股权质押比例高于这一临界值时，股权质押能够提高系统性风险¹。根据第（1）列的回归结果计算出股权质押提高个股协偏度的临界值为 23.0%。这意味着，平均而言个股股权质押比例超过 23.0%之后，个股股权质押会增大股市的波动风险。根据第（3）列的回归结果计算出股权质押提高个股协峰度的临界值为 6.5%。这意味着，平均而言个股股权质押比例超过 6.5%之后，个股股权质押会增大股市极端负收益的可能性。根据表 2 描述性统计结果，样本期内 A 股上市公司

¹ 第（1）、（2）列的临界值为 23.0%和 21.7%，第（3）、（4）的临界值为 6.5%和 6.0%。以第一列为例，23.0%为二次函数的最大值点， $0.230 = -0.062/[2 \times (-0.135)]$ 。其他临界值的计算方法相同，不再赘述。

控股股东股权质押比例的均值为 12.1%，低于股权质押加剧股市波动性风险的临界值（23.0%），高于股权质押加剧极端下跌风险的临界值（6.5%）。总的来说，样本数据内中国 A 股的平均控股股东质押比例还没有高到能够提高整个股市波动性，因此监管部门应更关注控股股东股权质押对股市极端负收益的影响。这也解释了为什么协偏度作被解释变量时，假说 H3 和假说 H4 都无法显著成立，见表 7 和表 8 的第（1）、（2）列。此外，当前《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（2018 年修订）》虽然规定单只股票整体质押比例不得超过 50%，但没有规定控股股东股权质押比例的上限。与质押公司股权的其它股东不同，质押股权的控股股东对是否进行干扰市场秩序的信息管理有更大的影响力，而通过信息管理无法隐瞒坏消息时更可能导致股价崩盘，股价崩盘又会通过股价信息溢出网络加剧股市的系统性风险。因此，建议监管当局不仅设置上市公司整体质押比例的上限，也应进一步设置控股股东股权质押比例的上限。

表 9 股权质押与系统性风险的非线性关系

	(1)	(2)	(3)	(4)
	协偏度	正交化协偏度	协峰度	正交化协峰度
控股股东股权质押比例平方	-0.135*** (-3.863)	-0.138*** (-4.019)	0.338*** (3.052)	0.330*** (3.022)
控股股东股权质押比例	0.062 (1.561)	0.060 (1.515)	-0.044 (-0.348)	-0.011 (-0.092)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	22,789	22,789	22,789	22,789
调整 R2	0.367	0.371	0.359	0.368
F 统计量	122.115***	124.366***	110.346***	114.553***

注：本文用协偏度和协峰度刻画个股的系统性风险，个股的协偏度越小、协峰度越大，对系统性风险的贡献越大。同时，也使用剔除崩盘风险后的正交化协偏度和协峰度作为个股对系统性风险的贡献的衡量指标。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

（六）稳健性检验

考虑到股权质押与系统性风险之间可能存在反向因果的内生性问题，本文参考谢德仁等（2016）的研究，选取 t 年同一行业控股股东平均质押比例（ PLD_IND ）和 t 年上市公司所在省份的控股股东平均质押比例（ PLD_PRO ）作为控股股东股权质押比例的工具变量，使用两阶段回归方法（2SLS）解决内生性问题，见表 10。其中表 10 组 A 为使用同省平均质押率为工具变量的回归结果、组 B 为使用同行业平均质押率为工具变量的回归结果、组 C 为同时使用同同一行业控股股东平均质押比例和所在省份控股股东平均质押比例两类变量为工具变量的回归结果。第一阶段的回归结果显示，上市公司所在省份的控股股东平均质押比例（ PLD_PRO ）和行业控股股东平均质押比例（ PLD_IND ）与控股股东股权质押比例（ PLG ）在 1%的水平上显著正相关。第二阶段回归结果显示，股权质押比例与协偏度（ $COSKEW$ ）仍在 1%水平上显著负相关，与协峰度（ $COKURT$ ）仍在 1%水平上显著正相关。使用正交化协偏度（ $ORCOSKEW$ ）和正交化协峰度（ $ORCOKURT$ ）分别作为被解释变量的两阶段回归结果与表 10 协偏度、协峰度作为被解释变量的结果一致，见表 11。总体而言，在两阶段

回归中得到的结果与表 5 股权质押对系统性风险的影响回归结论一致，这检验了假说 H1 成立的稳健性，即个股股权质押会加剧股市的系统性风险。

表 10 工具变量法（协偏度、协峰度）

两阶段回归	第一阶段	第二阶段	
被解释变量	质押比例	协偏度	协峰度
组 A：省平均质押率做工具变量			
质押比例		-1.389*** (-23.480)	3.631*** (20.430)
该省平均质押比例	0.911*** (40.580)		
控制变量和固定效应	是	是	是
F 统计量	5.040***	1.090***	1.252***
组 B：行业平均质押率做工具变量			
质押比例		-0.977*** (-21.070)	2.925*** (20.000)
行业平均质押比例	0.936*** (47.800)		
控制变量和固定效应	是	是	是
F 统计量	5.130***	1.240***	1.381***
组 C：省平均质押率和行业平均质押率做工具变量			
质押比例		-1.102*** (-24.130)	3.139*** (22.090)
该省平均质押比例	0.404*** (14.250)		
行业平均质押比例	0.710*** (28.260)		
控制变量和固定效应	是	是	是
F 统计量	5.060***	1.220***	1.535***

注：本文用协偏度和协峰度刻画个股的系统性风险，个股的协偏度越小、协峰度越大，对系统性风险的贡献越大。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

表 11 工具变量法（正交化协偏度、正交化协峰度）

两阶段回归	第一阶段	第二阶段	
被解释变量	质押比例	正交化协偏度	正交化协峰度
组 A：省平均质押率做工具变量			
质押比例		-1.352*** (-23.150)	3.765*** (21.000)
该省平均质押比例	0.909*** (40.500)		
控制变量和固定效应	是	是	是
F 统计量	5.040***	1.090***	1.252***
组 B：行业平均质押率做工具变量			
质押比例		-0.959*** (-20.860)	3.015*** (20.530)
行业平均质押比例	0.935*** (47.740)		
控制变量和固定效应	是	是	是
F 统计量	5.130***	1.240***	1.381***
组 C：省平均质押率和行业平均质押率做工具变量			
质押比例		-1.077*** (-23.830)	3.241*** (22.690)
该省平均质押比例	0.402*** (14.180)		
行业平均质押比例	0.710*** (28.240)		
控制变量和固定效应	是	是	是
F 统计量	5.060***	1.220***	1.535***

注：此处用正交化协偏度和协峰度刻画个股的系统性风险，个股的协偏度越小、协峰度越大，对系统性风险的贡献越大。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

六、结论与政策建议

已有研究重点关注控股股东股权质押对上市公司自身经济后果的影响，尤其是崩盘风险的影响。区别于此，本文的主要贡献在于研究了控股股东股权质押的负外部性，即系统性风险。本文以 2004-2017 年沪深 A 股数据为样本，通过构建协偏度和协峰度，分别从股市的波动性和极端负收益两个视角衡量单个股票对股市整体系统性风险的贡献，并研究股权质押对股市系统性风险的影响及其影响机制。

本文发现，在控制个股崩盘风险的情况下，控股股东股权质押比例越高的上市公司对股市系统性风险的贡献越大，即高控股股东股权质押比例的个股会提高整个股市的波动性和极端负收益的可能性。这一现象在 2013 年《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（试行办法）》政策出台后愈

加明显。并且相对于国有控股上市公司而言，非国有控股上市公司的控股股东股权质押会显著提高股市极端负收益的可能性。而股价信息溢出网络是传导系统性风险的重要渠道，那些控股股东股权质押比例高并且能够带动其它股票股价同步变动的上市公司更容易将股权质押引致的风险传导给其他上市公司，从而加剧整个市场的系统性风险。此外控股股东股权质押与系统性风险可能存在着非线性关系，控股股东股权质押比例对提高股市波动性和股市极端负收益风险有着不同临界值，一旦超过此临界值，将显著增加系统性风险。

股权质押是资本市场重要的风险点，研究股权质押对系统性风险的影响及影响机制有助于规范和监管公司股权质押行为，对建立长期稳定健康发展的资本市场及完善金融监管、防范和化解由控股股东股权质押带来的股市系统性风险具有重要的参考价值。

第一，控股股东股权质押会加剧系统性风险，并且这种系统性风险是通过股价信息溢出网络传导。因此监管机构应加强对控股股东股权质押业务的监管，特别是控股股东股权质押比例高的公司。在股市下跌阶段应重点关注股权质押比例高的公司，从股票价格、财务状况、公告披露、融资用途等多个维度，提升对高质押比例股票的实时监控。其次应及时切断风险传染源进行止损，对质押比例较高且在股价信息溢出网络中处于重要地位的股票采取措施隔离，谨防风险进一步传导扩大。

第二，非国有控股上市公司的股权质押会显著提高股市极端负收益的可能性。样本期内非国有控股上市公司控股股东股权质押比例的均值高达 19.6%，而国有控股上市公司股权质押比例仅为 3.4%，防范股权质押带来的股市市值下跌风险，应主要监管非国有控股上市公司股权质押行为。一方面可以参考《国务院关于印发〈减持国有股筹集社会保障资金管理暂行办法〉的通知》和《关于上市公司国有股质押有关问题的通知》（财企〔2001〕651 号文）等国有控股上市公司股权质押的相关规范条例对非国有控股上市公司股权质押做出严格监管。如对质押所获资金用途、股东授权代表单位用于质押的股份数量、质押可行性报告、资金还款计划、信息披露等做出更严格的规定。另一方面应有针对性地出台纾困政策对非国有控股上市公司施以援手，缓解其财务危机，降低其高比例股权质押传导的股市极端负收益风险。

第三，控股股东股权质押比例对系统性风险存在非线性的影响，适当的股权质押比例能够缓解股市的波动和市值下跌风险，而过度的股权质押则会加剧上述系统性风险。样本期内 A 股上市公司控股股东股权质押比例的均值为 12.1%，低于股权质押加剧股市波动性风险的临界值（23.0%），高于股权质押加剧股市极端负收益的临界值（6.5%）。因此，现阶段监管当局应更关注控股股东股权质押对股市极端负收益的影响。

第四，目前《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（2018 年修订）》虽对单只 A 股股票市场整体质押比例不得超过 50%做出限制，但没有规定控股股东股权质押比例的上限。考虑到质押股权的控股股东对公司进行扰乱市场秩序的信息管理有更大的影响力，这种信息管理积累的风险又可能传染其他股票加剧系统性风险，因此建议监管当局不仅设置上市公司整体质押比例的上限，也应更进一步设置控股股东股权质押比例的上限。

第五, 本文使用协偏度和协峰度作为被解释变量, 从股市的波动性和极端负收益的可能性两个视角测算个股对股市系统性风险的贡献, 为防范系统性金融风险提供了有益的借鉴和可操作性较强的实证方法。建议监管当局在识别系统重要性金融机构时不仅考虑个股对市场尾部风险的影响, 也考虑个股对股市波动性和极端负收益的影响。

参考文献

- [1] 陈新春, 刘阳, 罗荣华. 机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗?——基金信息网络与极端市场风险. *金融研究*, 2017 (07): 140—155.
- [2] 刘圣尧, 李怡宗, 杨云红. 中国股市的崩盘系统性风险与投资者行为偏好. *金融研究*, 2016 (2): 55—70.
- [3] 李常青, 李宇坤, 李茂良. 控股股东股权质押与企业创新投入. *金融研究*, 2018 (7): 143—157.
- [4] 陆蓉, 兰袁. 大股东股权质押与上市公司资本运作. *金融研究*, 2021 (4): 169—186.
- [5] 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. *经济研究*, 2018 (10): 50—66.
- [6] 钱爱民, 张晨宇. 股权质押与信息披露策略. *会计研究*, 2018 (12): 34—40.
- [7] 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 (5): 128—140+88.
- [8] 谢德仁, 廖珂. 控股股东股权质押与上市公司真实盈余管理. *会计研究*, 2018, (08): 21—27.
- [9] 杨子晖, 陈雨恬, 谢锐楷. 我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究. *金融研究*, 2018 (10): 19—37.
- [10] 杨子晖, 周颖刚. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击. *中国社会科学*, 2018 (12): 69—90、200—201.
- [11] 翟胜宝, 许浩然, 刘耀淞, 唐玮. 控股股东股权质押与审计师风险应对. *管理世界*, 2017 (10): 51—65.
- [12] 周颖刚, 林珊珊, 洪永淼. 中国股市和债市间避险对冲效应及其定价机制. *经济研究*, 2020 (9): 42—57.
- [13] Belloni, A., Chen, D., Chernozhukov, V., & Hansen, C. Sparse Models and Methods for Optimal Instruments with an Application to Eminent Domain. *Econometrica*, 2012, 80(6): 2369–2429.
- [14] Chen, J., Hong, H. G., & Stein, J. C. Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(3): 345–381.
- [15] Chan, K., Yang, J., & Zhou, Y. Conditional Co-Skewness and Safe-Haven Currencies: A Regime Switching Approach. *Journal of Empirical Finance*, 2018, 48(1): 58–80.
- [16] Dimson, E. Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading. *Journal of Financial Economics*, 1979, 7(2): 197–226.
- [17] Dittmar, R. Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and Evidence from the Cross Section of Equity Returns. *Journal of Finance*, 2002, 57(1): 369–403.
- [18] Dou, Y., Masulis, R. W., & Zein, J. Shareholder Wealth Consequences of Insider Pledging of Company Stock as Collateral for Personal Loans. *Review of Financial Studies*, 2019, 32(12): 4810–4854.
- [19] Harvey, C., & Siddique, A. Conditional Skewness in Asset Pricing Tests. *Journal of Finance*, 2000, 55(3): 1263–1295.
- [20] Pichler, A., Poledna, S., & Thurner, S. Systemic Risk-Efficient Asset Allocations: Minimization of Systemic Risk as a Network Optimization Problem. *Journal of Financial Stability*, 2021, 52: 100809.
- [21] Wahal, S., & Yavuz, M. D. Style Investing, Comovement and Return Predictability. *Journal of Financial Economics*, 2013, 107(1): 136–154.

-
- [22] Zou, H., & Zhang, H. H. On the Adaptive Elastic-Net with a Diverging Number of Parameters. *The Annals of Statistics*, 2009, 37(4): 173



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn