

质押新规、股价崩盘风险与公司价值^{*}

连玉君, 刘畅

摘要:本文利用“质押新规”发布这一准自然实验,实证检验了限制质押规模和规范资金用途能否抑制股权质押风险。短期而言,质押新规带来了积极的市场反应,质押风险较高的公司具有较高的累计超额收益。长期而言,质押新规降低了股权质押比例较高公司的股价崩盘风险,也抑制了其与同行公司间的风险传导。机制分析表明,股价崩盘风险的降低主要来自股价信息效率的提升和公司治理的改善。在实现政策目标的同时,“一刀切”式的严格监管也导致股权质押比例较高公司的市场价值和投资价值降低,但这一影响并非源自上市公司财务表现的恶化,而是投资者所要求的风险补偿提高所致。最后,本文还结合控股股东的质押动机进行了异质性分析,在控股股东通过股权质押缓解上市公司融资约束动机较强的样本中,质押新规的正面政策效果更明显,股价崩盘风险下降程度更高。

关键词:股权质押;金融监管;股价崩盘;公司价值

DOI:10.13471/j.cnki.jsysusse.2021.05.020

一、引言

股权质押是股东以自身持有的股票作为担保物进行借款的融资方式。近年来,股权质押的业务规模迅速扩张,截至2017年9月质押新规公开征求意见时,共有3258只股票涉及股权质押,占A股上市公司总数的97.1%^①。在实施股权质押后,股东的现金流权和控制权分离程度提高,代理冲突加剧,进而强化了控股股东的掏空动机(郝项超和梁琪,2009;郑国坚等,2014)。同时,股权质押的强制平仓机制也带来了控制权转移风险,使得控股股东有动机利用自身决策权优势干预上市公司行为,开展各类市值管理活动以维持股价(李常青和幸伟,2017;谢德仁等,2016;王雄元等,2018;Chan et al., 2018)。上述行为往往会降低公司经营绩效,不利于长期价值提升(王斌等,2013;Wang & Chou, 2018)。

在金融体系层面,股权质押带来的风险也可能威胁资本市场的稳定运行,其原因主要在于质押规模过大和融出资金被用于高风险投资两个方面。出于对外投资、兼并收购等各类动机,控股股东通常有较强的资金需求,而流程简单、融资便捷的股权质押则为控股股东提供了流动性便利。在实施质押后,控股股东会开展更多资本运作行为(陆蓉和兰袁,2021),并将大量融出资金用于二级市场“加杠杆”,导致了风险的累积。在这种情况下,一旦股票市场受到负面冲击导致股价跌破平仓线,质权方便有权强制平仓进行违约处置,这将会进一步加剧股价下行压力,导致更多处于质押状态的股票被强平,最终引发恐

* 收稿日期:2020—10—15

基金项目:国家自然科学基金面上项目“中国上市公司财务决策中的同群效应研究”(71672206);广东省自然科学基金面上项目“股权质押的风险传染与防范措施研究”(2020A1515011291)

作者简介:连玉君,中山大学岭南学院(广州 510275);

刘畅,中山大学岭南学院(广州 510275)。

① 以上数据来自中国证券登记结算有限公司。

慌性抛售。大规模的股权质押给我国资本市场带来了巨大的风险,在党的十九大强调要“守住不发生系统性金融风险的底线”的大背景下,防范和化解股权质押风险已经成为业界和监管部门关注的重要课题。

为了针对性地化解股权质押风险,中国证券登记结算有限公司(简称“中证登”)于2018年1月12日联合沪深交易所正式发布了《股票质押式回购交易及登记结算业务办法(2018年修订)》(简称“质押新规”),并得到了证监会的批准。相较之前的相关规定,质押新规主要从以下两方面加强了监管:其一是限制质押规模。质押新规要求同一家上市公司的整体质押比例不得超过50%(补充质押不受限制)、质押率不得超过60%^①。其二是规范资金用途,质押新规要求质押融出资金仅能用于实体经济生产经营,不得进一步“加杠杆”,避免资金在金融体系内部空转,进一步放大风险。在新规发布后,股权质押在一定程度上得到了控制,市场的整体质押比例呈现下降趋势。然而,质押新规在防控股权质押可能导致系统性金融风险的同时,也降低了股权质押公司股票流动性和收益率(熊海芳等,2020),并在一定程度上限制了公司的融资渠道,可能影响公司的市场价值。那么,质押新规是否能够缓解股权质押风险,又是否给企业带来了其他负面影响?

本文使用2015—2019年A股上市公司数据,实证研究了质押新规的政策效果。我们首先通过事件研究法确定了真正对市场产生影响的事件日期,结果发现市场对质押新规的正式发布(2018年1月12日)反应明显。随后本文选取这一天作为事件日期,建立双重差分模型。本文首先对控制股价崩盘风险这一政策目标是否实现进行了考察。实证结果表明,控股股东实施了股权质押的公司在新规发布后,股价崩盘风险相对降低,且对同行业其他公司股价崩盘风险的敏感性下降,说明质押新规的确是治理股权质押风险的“特效药”,实现了政策目标。机制分析结果验证了公司治理机制和信息机制,即质押新规通过提升公司会计信息质量和市场信息效率,降低了股价崩盘风险。与此同时,质押新规在公司经营层面却产生了负面影响。质押新规的发布降低了股权质押公司的机构投资者持股比例,加剧了公司所面临的融资约束,导致投资者要求的风险补偿提高,公司的市场价值下降。异质性检验结果表明,在控股股东通过股权质押缓解上市公司融资约束动机较强的样本中,质押新规的正面政策效果更明显,股价崩盘风险下降程度更高。以上结论在排除了纾困基金的影响、控制内生性问题后依然稳健。

本文的贡献主要体现在以下几个方面。其一,补充了前期股权质押监管相关的研究成果。Wang & Chou(2018)和Dou et al.(2019)针对台湾市场的研究表明,对股权质押的严格监管有助于缓解股权质押风险。但这些研究仅分析了政策的积极作用,本文在验证了质押新规积极作用的同时,发现监管政策也可能加剧企业的融资约束,降低公司市场价值。其二,为股价崩盘风险相关的研究提供了新的视角。现有文献大多着眼于公司自身股价崩盘风险的影响因素(许年行等,2012;谢德仁等,2016),研究的是股价崩盘风险的个体静态特征。本文在系统性的视角下,进一步考虑了公司对同行业公司股价崩盘的敏感程度,发现新规的发布也能够降低同行业公司之间股价崩盘的联动性。其三,尝试对股权质押后的资金用途进行了分析,发现出于合理动机所开展的股权质押能够改善政策效果,监管部门在治理股权质押风险时,也应当区分股东的融资目的,对于协助上市公司进行融资的质押交易,可以适当降低监管力度。

二、理论分析与研究假设

(一)质押新规与股价崩盘风险

为了规避控制权转移风险,控股股东在实施股权质押后有强烈的动机进行市值管理以维持股票价

① 质押比例是指所有股东出质股份的总数占总股本的比例,质押率是指交易发生时,股权质押融出金额占被质押股权总市值的比例。

格,干预信息披露是最为常见且成本最低的手段。一方面,实施股权质押的控股股东可以直接进行信息管理,即在交易日披露好消息,而坏消息则留滞到非交易日披露(李常青和幸伟,2017)。另一方面,控股股东还可能通过会计政策选取(谢德仁等,2017)、缩减研发(李常青等,2018)、减少现金股利(廖珂等,2018)等盈余管理手段提振股价,这些行为也会导致公司会计信息质量的下降,并提升审计风险(翟胜宝等,2017)。上述手段虽然能在短期内起到维持股价的效果(谢德仁等,2016),但从长期来看,信息披露质量和公司透明度的下降最终仍然会导致股价崩盘风险的提高(夏常源和贾凡胜,2019;姜付秀等,2020)。

在严防系统性风险的大背景下,质押新规可以通过以下两个渠道避免公司股价崩盘:一是妥善化解股权质押的存量风险,二是严格管控新增股权质押带来的增量风险。存量的股权质押风险主要表现为质权人强制平仓引发个股闪崩的风险。在质押新规发布后,质权人的强制平仓行为受到了一定限制,增加了违约处置的成本,有助于降低股权质押公司面临的控制权转移风险。而文献中所讨论的信息管理、盈余操纵、税收规避等行为,均为控股股东出于防范控制权转移风险而不得不采取的手段(郑国坚等,2014;王雄元等,2018)。当控制权转移风险降低、市值管理动机弱化后,控股股东继续隐藏坏消息的动机可能会下降,因而有助于提升信息透明度、降低存量的股权质押问题引发股价崩盘的可能性。

而对于增量的股权质押交易,质押新规的治理目标主要是避免质押比例继续上升、防范质押资金回流资本市场放大系统性风险等。过高的质押比例将弱化激励效应、强化侵占效应,不利于公司的长期发展(郝项超和梁琪,2009),而资金回流资本市场不仅不利于“脱虚向实”,还会放大资本市场波动、提高股价崩盘风险。质押新规则对此进行了针对性监管,一方面要求单只股票质押比例不超过50%,若超过50%则只能补充质押。另一方面,新规也限制了出质人的资金用途,融出资金只能用于实体经济,而不能用于“加杠杆”,防止风险继续向金融体系传导。通过对质押总比例和资金用途的限制,质押新规有助于防止增量的股权质押进一步放大而导致的股价崩盘风险。

基于以上分析,本文提出以下研究假设:

H1:在质押新规发布后,对于控股股东实施了股权质押的公司,其股价崩盘风险降低。

(二)质押新规与公司价值

在实施股权质押后,控股股东出于自利动机对公司决策的干预会影响公司价值(郝项超和梁琪,2009;王斌等,2013;郑国坚等,2014)。而质押新规发布后,由于股权质押监管的加强,控股股东的股权质押比例整体呈现出下降趋势。而质押比例的下降则可能从三个方面给公司价值带来正面影响。其一,股权质押分离了控股股东的现金流权和控制权,加剧了代理问题,带来“弱化激励效应”和“强化侵占效应”(郝项超和梁琪,2009)。而控股股东质押水平的降低能够缓和代理冲突,弱化掏空动机,有助于提升公司价值。其二,质押规模的下降同样降低了控制权转移风险,因此有可能减少为避免强制平仓才而采取的市值管理行为。而控股股东维持股价的行为需要花费极高的代价(翟胜宝等,2017),市值管理动机的弱化能够降低这类成本。其三,控制权转移风险的降低也有助于提升公司的信息透明度。当面临控制权转移风险时,实施股权质押的控股股东有动机进行信息管理,及时发布好消息,并延迟甚至隐藏披露坏消息(李常青和幸伟,2017)。新规发布后,控股股东干预信息披露的动机弱化,在一定程度上提升了公司信息透明度,从而有可能降低融资成本,有助于企业价值的提升。

基于以上分析,本文提出以下研究假设:

H2a:在质押新规发布后,对于控股股东实施了股权质押的公司,其公司价值得到提升。

在带来负面影响的同时,控股股东的股权质押也存在一定的积极效应。控股股东的股权质押合约存续时间较长,通常在一年及一年以上,因此控股股东需要长期维持股票价格。而盈余管理、信息管理等行为大多仅是短期“饮鸩止渴”式的自救行为,并不能为股票价格的长期上涨提供支撑。因此,处于股权质押中的控股股东有更强的激励改善经营业绩以维持股价(王斌等,2013),并通过合理避税为公司经营“减负”(王雄元等,2018),这些行为能够改善公司经营绩效,提升公司价值。而在质押新规发布后,随

着平仓压力的下降,实施股权质押的控股股东通过改善短期经营绩效和合理避税维持股价的动机也可能被弱化。

同时,在市场层面,质押新规的发布降低了控股股东股权质押公司的股票流动性和收益率(熊海芳等,2020),导致这类公司对市场参与者的吸引力下降,机构投资者有更强的动机“用脚投票”,抛售股票;进而导致股价下行,降低公司市场价值。质押新规的发布也引发了市场对股权质押风险的关注,提升了投资者所要求的风险补偿。根据现金流贴现模型,在预期的分红水平不变的情况下,风险补偿的上升提升了折现率,进而导致公司市场价值下降。

除此以外,股权质押是上市公司缓解融资约束的渠道之一(Pang & Wang,2020),直接限制股权质押可能加剧上市公司所面临的“融资难”问题。在股权质押融资交易中,许多出质人并非自然人,而是作为上市公司母公司的企业法人。集团公司的融资行为可以更好地解决融资难问题,降低融资成本。例如,母公司可以通过质押为上市公司提供资金或信用增级,向上市公司提供流动性,缓解上市公司的融资约束问题。而质押新规同样可能为这类融资渠道增添阻力:一方面,质押新规增强了监管要求,新增股权质押的审核较之前更为严苛;另一方面,如果公司整体质押比例已经超过了50%,那么控股股东就无法进一步质押股权,加剧了融资难问题,从而提升公司的融资成本、有损公司价值。

基于以上分析,本文提出以下研究假设:

H2b:在质押新规发布后,对于控股股东实施了股权质押的公司,其公司价值下降。

三、研究设计

(一)分析思路

在常见的事件研究模型中,有且仅有一个明确的事件日期。而质押新规不是在某一天突然发布并生效的,而是先发布征求意见稿、再发布正式稿、最后才生效(相关的重要时间点见表1)。为了避免多个事件日期可能带来的混淆,我们需要首先确定质押新规对市场带来实质性影响的时间点,再对政策的效果进行分析。

表1 质押新规发布时间点

日期	事件
2017—09—08	《股票质押式回购交易及登记结算业务办法(2017年征求意见稿)》发布,意见征求截止于2017年9月22日。
2018—01—12	《股票质押式回购交易及登记结算业务办法(2018年修订)》正式发布,并通知新规将于2018年3月12日正式生效。
2018—03—12	《股票质押式回购交易及登记结算业务办法(2018年修订)》生效。

注:质押新规于2018年1月12日正式发布,于2018年3月12日正式实施;征求意见稿和质押新规的施行版本均于收盘后发布,因此在累计超额收益的计算中,将其之后的一个交易日(分别为2017年9月11日和2018年1月15日)视为 $t=0$ 的事件日期。

具体而言,本文采取“事件研究+双重差分”的研究思路,即先通过事件研究法确定真正对市场产生影响的事件日期,再围绕该事件日建立双重差分模型,对公司的股价崩盘风险和公司价值进行研究。由于从质押新规的正式发布至今的时间较短,为了保证充足的样本量,因此本文使用公司的季报数据进行研究。考虑到事件日所在季度的数据难以区分事件前后,本文删除了事件日当季的数据。例如,若选择2018年1月12日为事件日,那么我们无法判断2018年第一季度到底属于事件前还是事件后,因此本文将会删除这一个季度的观察值,以避免事件日所处季度的数据可能带来的影响。

(二)模型设定

为了研究质押新规对公司股价崩盘风险的影响以验证H1,参考姜付秀等(2020),我们建立了如下

双重差分模型:

$$CrashRisk_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pld_{it} + \beta_2 \cdot Pld_{it} \times Post_t + \beta \cdot Controls_{it} + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $CrashRisk_{it}$ 是指股价崩盘风险,本文使用的崩盘风险指标为负收益偏态系数 $NCSKEW_{it}$ 和收益率上下波动比率 $DUVOL_{it}$; Pld_{it} 为股权质押风险指标,参考王雄元等(2018)和 Dou et al. (2019), 本文分别选取季度末是否存在控股股东股权质押的虚拟变量 Pld_dum_{it} 和控股股东出质的股份占其自身持股的比例 Pld_rt_{it} 两个指标; $Post_t$ 为是否处于质押新规发布事件日之后的虚拟变量,若第 t 个季度在事件日之前则取 0,在事件日之后则取 1。 $Controls_{it}$ 为控制变量,参考许年行等(2012)和谢德仁等(2016),我们首先控制了公司基本特征,包括公司规模 $Size_{it}$,资产负债率 Lev_{it} ,账面市值比 BM_{it} ,自由现金流 FCF_{it} ,第一大股东持股比例 $Top1_{it}$,低市盈率 $lowPE_{it}$,盈余管理程度 $absDA_{it}$ 和所有权性质 SOE_{it} 。同时,本文也控制了股票价格表现指标,包括收益率均值 $return_{it}$,换手率均值 $turnover_{it}$ 和波动率 $volatility_{it}$ 。 γ_t 和 μ_j 分别为时间和行业固定效应, ε_{it} 为扰动项。由于我们已经控制了时间固定效应,因此模型中没有加入 $Post_t$ 。

在 H2 的检验中,为了研究质押新规对公司价值的影响,本文建立如下模型:

$$FirmValue_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pld_{it} + \beta_2 \cdot Pld_{it} \times Post_t + \beta \cdot Controls_{it} + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 $FirmValue_{it}$ 为公司价值,参考 Chan et al. (2018) 和郑国坚等(2014),本文分别选取 Tobin's Q_{it} 和机构投资者持股比例 $InstHolding_{it}$ 作为公司的市场价值和投资价值指标。控制变量则选取了公司规模 $Size_{it}$,资产负债率 Lev_{it} ,自由现金流 FCF_{it} ,第一大股东持股比例 $Top1_{it}$ 和所有权性质 SOE_{it} 。

(三)主要变量说明

这一部分列示了部分关键变量的选取和计算方法,各变量的说明见表 2。

1. 被解释变量

参考谢德仁等(2016)和姜付秀等(2020),本文选取负收益偏态系数 $NCSKEW$ 和收益上下波动比例 $DUVOL$ 计算股价崩盘风险。为了得到季度频率的股价崩盘风险指标,并保证足够的样本量,参考 Chen 等(2001),本文使用各季度的日收益率进行计算。 $NCSKEW$ 和 $DUVOL$ 的数值越大,股价崩盘风险就越高。

为了研究质押新规对公司价值的影响,参考郑国坚等(2014)、Wang & Chou(2018),本文首先选取了 Tobin's Q 值作为市场价值的测度指标,该指标越大,说明公司市场价值越高。本文还选取了机构投资者持股比例 $InstHolding$ 作为公司投资价值的测度指标。机构投资者具有更高的专业性和价值发现能力,其持股比例越高,公司的投资价值也越高。

2. 解释变量

本文的解释变量为控股股东是否实施股权质押的虚拟变量和控股股东的质押比例。参考王雄元等(2018),我们首先使用了期末是否存在控股股东股权质押的虚拟变量 Pld_dum 。同时,参考李常青等(2018),本文还选取了控股股东自身质押比例 Pld_rt 作为股权质押风险指标,计算方法为控股股东质押股数除以总资产。质押比例越高,控股股东还款压力就越大,且可用于补充质押的股票也越少,面临的控制权转移风险也就越大。

(四)数据来源与样本选取

本文使用 A 股全部上市公司 2015 年第四季度至 2019 年第三季度的季度数据,并去除金融行业和样本期内曾被特殊处理或存在缺失值的样本。股票行情数据、公司财务数据以及股权质押明细数据自国泰安 CSMAR 数据库,个股质押比例数据来自中证登官方网站。为避免离群值的影响,本文对所有连续变量进行了 1% 水平的双边缩尾(winsorize)处理。表 3 列示了本文使用的主要变量的基本统计量。

表2 变量的具体含义及计算方法

变量含义	简称	计算方法
被解释变量:		
负收益偏态系数	<i>NCSKEW</i>	负收益偏态系数,该值越大,股价崩盘风险越高
收益上下波动比率	<i>DUVOL</i>	收益上下波动比率,该值越大,股价崩盘风险越高
托宾Q值	<i>Tobin's Q</i>	总市值除以总资产,该值越大,公司的市场价值越高
机构投资者持股	<i>InstHolding</i>	机构投资者持股比例,该值越大,公司的投资价值越高
解释变量:		
控股股东是否股权质押	<i>Pld_dum</i>	报告期末是否存在控股股东股权质押的虚拟变量
控股股东质押比例	<i>Pld_rt</i>	控股股东股权质押数量占其自身持股的比例
控制变量:		
公司规模	<i>Size</i>	总市值的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	负债合计除以资产总计
自由现金流	<i>FCF</i>	(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
账面市值比	<i>BM</i>	资产总计除以总市值
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股占总股本的比例
低市盈率	<i>lowPE</i>	公司市盈率是否低于行业中位数
所有权性质	<i>SOE</i>	国有企业取1,非国有企业取0
收益率均值	<i>Return</i>	考虑现金红利再投资的收益率的均值
换手率均值	<i>Turnover</i>	季度内周换手率均值
波动率	<i>Volatility</i>	考虑现金红利再投资的周收益率的标准差

表3 主要变量描述性统计

变量简称	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>NCSKEW</i>	18534	-0.4096	0.7491	-2.4639	-0.4094	1.7275
<i>DUVOL</i>	18534	-0.3206	0.4921	-1.4398	-0.3384	1.0024
<i>Tobin's Q</i>	18534	2.1069	1.2501	0.8797	1.7204	7.6658
<i>InstHolding</i>	18534	0.0761	0.0661	0.0000	0.0604	0.7047
<i>Pld_dum</i>	18534	0.5484	0.4977	0.0000	1.0000	1.0000
<i>Pld_rt</i>	18534	0.3052	0.3533	0.0000	0.1227	1.0000
<i>Size</i>	18534	22.8055	1.3166	20.4311	22.6031	26.7712
<i>Lev</i>	18534	0.4496	0.1919	0.0695	0.4487	0.8650
<i>FCF</i>	18534	-0.1852	0.4785	-2.5887	-0.0761	0.8906
<i>BM</i>	18534	0.5995	0.2501	0.1304	0.5813	1.1367
<i>Top1</i>	18534	0.3464	0.1498	0.0355	0.3273	0.8909
<i>lowPE</i>	18534	0.4719	0.4992	0.0000	0.0000	1.0000
<i>SOE</i>	18534	0.3558	0.4788	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Return</i>	18534	0.0019	0.0180	-0.0384	-0.0005	0.0658
<i>Turnover</i>	18534	0.1035	0.0909	0.0076	0.0741	0.4739
<i>Volatility</i>	18534	0.0555	0.0286	0.0162	0.0485	0.1630

四、实证结果与分析

(一)事件日期选取

本文首先使用事件研究法确定政策对市场产生冲击的事件日期。本文使用事件日前一天至后一天,共三天的累计超额收益,即 $CAR(-1,1)$ 来衡量市场反应。

具体而言,我们首先使用四因子模型估计了股票的预期收益率,使用事件日前250个交易日(约为一年)至事件日前22个交易日(约为一个月)的日收益率估计各因子的暴露度 β_{ik} :

$$r_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} \cdot Mkt_t + \beta_{i2} \cdot SMB_t + \beta_{i3} \cdot HML_t + \beta_{i4} \cdot UMD_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, r_{it} 为公司*i*在*t*日相对无风险收益率的超额收益, Mkt_t 、 SMB_t 、 HML_t 和 UMD_t 分别为*t*日市场因子、市值因子、账面市值比因子和趋势因子的因子收益率, ε_{it} 为扰动项。在计算中,去除了停牌时间超过44个交易日(约为两个月)、事件窗口期前一年仍未上市以及曾被特殊处理(ST、*ST或PT)的样本。

随后使用估计得到的参数,计算 CAR 窗口期内各个股票的预期收益 ER_{it} :

$$ER_{it} = E(r_{it}) = \hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} \cdot Mkt_t + \hat{\beta}_{i2} \cdot SMB_t + \hat{\beta}_{i3} \cdot HML_t + \hat{\beta}_{i4} \cdot UMD_t \quad (4)$$

$CAR_i(-1,1)$ 即为事件日前一天至后一天的超额收益之和:

$$CAR_i(-1,1) = \sum_{t=-1}^1 AR_{it} = \sum_{t=-1}^1 (r_{it} - ER_{it}) \quad (5)$$

在得到累计超额收益率后,本文对不同质押风险的公司分组进行了检验。考虑到质押新规是对上市公司的整体质押比例进行的限制,因此本文根据中证登公布的公司整体质押比例进行分组。质押新规要求上市公司的质押比例不得超过50%,因此新规对质押比例处于50%左右的上市公司影响更大。但由于质押比例等于或高于50%的上市公司较少,本文首先将质押比例大于40%的股票分为高质押组,质押比例小于或等于40%的股票为低质押组进行单变量均值检验,结果见表4。

表4 高低质押样本累计超额收益(CAR)均值差异

事件日期	低质押组		高质押组		均值差异	
	样本量	均值	样本量	均值	差值	t统计量
2017-09-08	1914	0.003	183	0.005	-0.002	-0.628
2018-01-12	1907	-0.012	193	-0.004	-0.008***	-2.710
2018-03-12	1879	0.006	201	0.007	-0.001	-0.442

注:*,**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著;此处选取的高低质押比例的分组阈值为40%;由于相关规定在2017年9月8日和2018年1月12日收盘后发布,因此本文分别选取2017年9月11日和2018年1月15日作为事件日期。

从表4的结果中可以看出,新规征求意见稿发布(2017年9月8日)和新规生效(2018年3月12日)时,高低质押公司的累计超额收益之间没有显著差异。而2018年1月12日,即质押新规正式发布前后,高质押组的 CAR 显著高于低质押组。使用30%和50%作为分组阈值的结果同样存在这一特征。因此,本文选取2018年1月12日为事件日期,并使用2018年第一季度之前及之后的数据进行研究。

(二)质押新规与股价崩盘风险

为了验证H1,本文首先研究质押新规发布后股价崩盘风险的变化,选取负收益偏态系数 $NCSKEW$ 和收益上下波动比例 $DUVOL$ 作为被解释变量,对模型(1)进行回归,结果见表5。

表5中的第(1)列和第(3)列为使用控股股东实施股权质押的虚拟变量 Pld_dum 作为股权质押风险指标的回归结果。交乘项 $Pld_dum \times Post$ 的系数为负且显著,这意味着在质押新规发布后,相比控股股东未实施股权质押的公司,控股股东实施股权质押的公司股价崩盘风险得到降低,验证了本文的第一个研究假设H1。

表5 控股股东股权质押与股价崩盘风险

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>DUVOL</i>
<i>Pld_dum</i>	0.0566*** (2.94)		0.0320** (2.40)	
<i>Pld_dum</i> × <i>Post</i>	-0.1043*** (-3.75)		-0.0745*** (-4.52)	
<i>Pld_rt</i>		0.0433 (1.44)		0.0209 (1.09)
<i>Pld_rt</i> × <i>Post</i>		-0.1152*** (-2.94)		-0.0848*** (-3.75)
<i>Size</i>	0.0308*** (3.40)	0.0303*** (3.36)	0.0047 (1.05)	0.0044 (0.98)
<i>Lev</i>	-0.0588 (-1.68)	-0.0559 (-1.53)	-0.0635** (-2.49)	-0.0614** (-2.35)
<i>FCF</i>	-0.0009 (-0.07)	-0.0017 (-0.13)	-0.0022 (-0.29)	-0.0028 (-0.36)
<i>ROA</i>	0.0939 (0.65)	0.0862 (0.61)	0.0308 (0.31)	0.0214 (0.22)
<i>BM</i>	-0.3333*** (-6.38)	-0.3314*** (-6.32)	-0.1450*** (-4.34)	-0.1429*** (-4.26)
<i>Top1</i>	-0.0731 (-1.62)	-0.0757 (-1.66)	0.0001 (0.00)	-0.0028 (-0.07)
<i>lowPE</i>	0.0280** (2.43)	0.0276** (2.39)	0.0114* (1.75)	0.0111* (1.70)
<i>SOE</i>	-0.0119 (-0.57)	-0.0220 (-1.00)	-0.0039 (-0.25)	-0.0106 (-0.67)
<i>Return</i>	-10.8049*** (-15.55)	-10.8246*** (-15.65)	-9.0077*** (-18.83)	-9.0199*** (-19.01)
<i>Turnover</i>	0.4657*** (4.33)	0.4730*** (4.45)	0.3134*** (3.97)	0.3169*** (4.05)
<i>Volatility</i>	3.3508*** (11.12)	3.3584*** (11.03)	1.8787*** (7.81)	1.8895*** (7.85)
<i>Constant</i>	-1.0598*** (-5.93)	-1.0300*** (-5.74)	-0.4135*** (-4.80)	-0.3941*** (-4.49)
N	18534	18534	18534	18534
Ind / Time FE	√	√	√	√
Adjusted R ²	0.12	0.12	0.17	0.17

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著；系数下方括号内的数值为经过行业层面聚类调整的t统计量；*Constant*为截距项；Ind / Time FE为√代表控制了行业和时间固定效应。

本文进一步将股权质押风险指标更换为控股股东自身质押比例 *Pld_rt*，结果见表5的第(2)列和第(4)列。可以看出，交乘项 *Pld_rt* × *Post* 也为负且显著。这说明对于控股股东质押比例更高的公司，质押新规降低崩盘风险的政策效果更加明显，同样支持H1。

(三)质押新规与公司价值

为了验证H2,本文使用衡量公司市场价值的指标 *Tobin's Q* 以及衡量公司投资价值的机构投资者持股比例 *InstHolding* 作为被解释变量,对模型(2)进行了估计,结果见表6。

表6 控股股东股权质押与公司价值

	市场价值		投资价值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>InstHolding</i>	<i>InstHolding</i>
<i>Pld_dum</i>	0.0510 (1.09)		0.0070* (2.01)	
<i>Pld_dum</i> × <i>Post</i>	-0.2266*** (-4.00)		-0.0062** (-2.17)	
<i>Pld_rt</i>		0.0218 (0.31)		0.0087** (2.14)
<i>Pld_rt</i> × <i>Post</i>		-0.3470*** (-4.52)		-0.0132*** (-4.22)
<i>Size</i>	-0.3822*** (-10.77)	-0.3827*** (-10.76)	0.0107*** (6.52)	0.0106*** (6.35)
<i>Lev</i>	-0.3154** (-2.23)	-0.3047** (-2.08)	0.0030 (0.39)	0.0033 (0.43)
<i>FCF</i>	0.0048 (0.20)	0.0033 (0.14)	-0.0048*** (-2.84)	-0.0047*** (-2.80)
<i>ROA</i>	5.1984*** (6.62)	5.1158*** (6.57)	0.1747*** (6.91)	0.1750*** (6.88)
<i>Top1</i>	0.1017 (1.04)	0.0844 (0.84)	-0.0756*** (-6.15)	-0.0754*** (-6.10)
<i>SOE</i>	0.0162 (0.27)	-0.0048 (-0.08)	0.0018 (0.40)	0.0008 (0.17)
<i>Constant</i>	11.3566*** (14.07)	11.4041*** (14.09)	-0.1395*** (-4.43)	-0.1358*** (-4.23)
N	18534	18534	18534	18534
Ind / Time FE	√	√	√	√
Adjusted <i>R</i> ²	0.45	0.45	0.13	0.13

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著;系数下方括号内的数值为经过行业层面聚类调整的t统计量;*Constant*和*Controls*为√代表回归中加入了截距项和控制变量,控制变量的选取同模型(2);Ind / Time FE为√代表控制了行业和时间固定效应。

表6的第(1)列和第(2)列是对公司市场价值进行的分析。控股股东股权质押虚拟变量与新规发布的交乘项 *Pld_dum* × *Post* 系数为负且显著,说明股权质押公司市场价值在新规发布后有所降低。同时,控股股东自身质押比例与新规发布的交乘项 *Pld_rt* × *Post* 的系数也显著为负,说明控股股东质押比例越高,公司市场价值下降幅度越大,验证了H2b。对投资价值变化的检验见表6的第(3)列和第(4)列,在质押新规发布后,存在控股股东股权质押的公司的机构投资者持股比例也显著降低,意味着企业投资价值也有所下降,同样支持H2b。

五、机制分析

(一) 质押新规缓解股价崩盘风险的机制分析

未反映在股价中的坏消息集中披露将导致股价崩盘(许年行等,2012),而股价未能及时对坏消息做出反应则可能有两方面原因。一是公司治理不完善,管理层主动隐藏坏消息,降低信息质量;二是市场信息效率较低,对消息的挖掘能力和反应速度不足,导致可观测的坏消息没有及时反应在股价当中,从而增大股价崩盘风险(夏常源和贾凡胜,2019)。控股股东的股权质押行为既会影响公司的信息披露质量,也会影响市场信息的不对称程度。具体而言,在实施股权质押后,控股股东出于规避控制权转移风险的动机,会进行信息披露管理和盈余管理(李常青和幸伟,2017;廖珂等,2018),降低信息透明度。同时,控股股东还可能与分析师合谋,发布有利于公司的研究报告、改变公司信息披露策略,而这类行为会损害资本市场的信息效率。如果质押新规能够通过提升市场信息效率从而降低股价崩盘风险(信息机制),那么在新规发布后,股权质押公司的市场信息效率应显著提升。如果质押新规能够通过改善公司治理、提升信息披露质量来降低股价崩盘风险(公司治理机制),那么在新规发布后,股权质押公司的信息披露质量应当显著提升。

基于以上分析,本文从市场信息效率和公司治理的角度,对质押新规降低股价崩盘风险的具体机制进行了研究。对于市场信息效率,本文使用股价非同步性进行测算,具体算法如下:

$$IR_{it} = 1 - R_{it}^2 \quad (6)$$

其中, R_{it}^2 为个股收益率 rtn_{it} 对市场收益率和行业收益率进行回归得到的拟合优度。 IR_{it} 越大,意味着股票价格的波动反映了更多的特异性信息,即市场信息效率更高(Hutton et al., 2009)。对于公司的信息披露质量,我们使用应计项目盈余管理水平的绝对值 $absDA_{it}$ 进行测算。

参考郝项超等(2018),本文对以下模型进行回归,分别检验新规影响股价崩盘风险的信息机制和公司治理机制:

$$IR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pld_{it} + \beta_2 \cdot Pld_{it} \times Post_t + \beta \cdot Controls_{it} + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$absDA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pld_{it} + \beta_2 \cdot Pld_{it} \times Post_t + \beta \cdot Controls_{it} + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, Pld_{it} 为股权质押风险指标,本文分别选取季度末是否存在控股股东股权质押的虚拟变量 Pld_dum_{it} 和控股股东出质的股份占其自身持股的比例 Pld_rt_{it} 对模型进行估计。控制变量的选取同模型(1),并控制了时间和行业固定效应。对模型(7)和模型(8)的回归结果如表7。

从表7第(1)列和第(2)列的结果中可以看出,新规发布后,存在控股股东股权质押的公司股价非同步性显著提升,验证了质押新规通过降低市场信息不透明度,进而降低股价崩盘风险的机制。第(3)列和第(4)列的结果则表明,新规的发布显著降低了公司的盈余管理水平,公司的财务信息质量上升,质押新规通公司治理机制影响股价崩盘风险也得到了支持的证据。

(二) 质押新规降低公司价值的机制分析

根据现金流贴现模型,公司的财务表现和投资者要求的风险补偿水平均会影响公司价值。而质押新规可能同时带来这两方面的影响。随着质押水平的下降,在财务层面,税收规避(王雄元等,2018)的减少将增大公司经营负担,且改善短期经营绩效的动机(王斌等,2013)也会弱化。在市场层面,投资者关系管理动机(马连福和张晓庆,2020)的弱化以及流动性的降低(熊海芳等,2020)均会提升投资者要求的风险补偿。那么,质押新规给企业带来的负面影响是来自于经营业绩恶化还是来自于投资者的偏好降低?

为了回答以上问题,本文对以下模型进行回归,分别检验新规如何影响经营绩效和风险补偿:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pld_{it} + \beta_2 \cdot Pld_{it} \times Post_t + \beta \cdot Controls_{it} + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$PEG_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pld_{it} + \beta_2 \cdot Pld_{it} \times Post_t + \beta \cdot Controls_{it} + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

表7 质押新规缓解股价崩盘风险的机制分析

	信息机制		公司治理机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>absDA</i>	<i>absDA</i>
<i>Pld_dum</i>	0.0000 (0.21)		0.0008 (0.59)	
<i>Pld_dum</i> × <i>Post</i>	0.0010*** (4.75)		-0.0076*** (-2.78)	
<i>Pld_rt</i>		0.0000 (0.15)		0.0006 (0.32)
<i>Pld_rt</i> × <i>Post</i>		0.0016*** (5.00)		-0.0091*** (-2.75)
<i>Constant</i> / <i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	18534	18534	18534	18534
<i>Ind</i> / <i>Time FE</i>	√	√	√	√
<i>Adjusted R</i> ²	0.40	0.40	0.16	0.16

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著;系数下方括号内的数值为经过行业层面聚类调整的t统计量;Constant和Controls为√代表回归中加入了截距项和控制变量;Ind / Time FE为√代表控制了行业和时间固定效应。

其中, ROA_{it} 为公司的总资产收益率,用来衡量公司的经营绩效。 PEG_{it} 为权益融资成本,算法参考Easton(2004)。权益融资成本越高,说明投资者所要求的风险补偿也越高。对模型(9)和(10)的回归结果如表8。

表8 质押新规降低公司价值的机制分析

	经营绩效		权益融资成本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>PEG</i>	<i>PEG</i>
<i>Pld_dum</i>	-0.0037** (-2.61)		0.0022** (2.32)	
<i>Pld_dum</i> × <i>Post</i>	0.0018 (0.76)		0.0068*** (4.51)	
<i>Pld_rt</i>		-0.0117*** (-4.99)		-0.0006 (-0.44)
<i>Pld_rt</i> × <i>Post</i>		-0.0011 (-0.35)		0.0098*** (3.88)
<i>Constant</i> / <i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	18534	18534	18534	18534
<i>Ind</i> / <i>Time FE</i>	√	√	√	√
<i>Adjusted R</i> ²	0.34	0.34	0.27	0.27

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著;系数下方括号内的数值为经过行业层面聚类调整的t统计量;Constant和Controls为√代表回归中加入了截距项和控制变量;Ind / Time FE为√代表控制了行业和时间固定效应。

表8第(1)列和第(2)列的结果表明,在质押新规发布后,控股股东未实施股权质押的公司和控股股东实施了股权质押的公司的总资产收益率之间并没有显著差异。而根据第(3)列和第(4)列的结果,质押状况与质押新规发布的交乘项显著为正,说明新规的发布显著提升了公司的权益融资成本。上述结

果意味着质押新规发布后,公司的经营绩效并没有出现恶化,其对公司价值的负面影响主要是投资者要求的风险补偿提升所致。

六、进一步研究

(一)股价崩盘风险敏感性

通过对 H1 的检验,我们发现控股股东实施股权质押的公司,其股价崩盘风险在质押新规发布后相对下降。但个体风险的下降并不一定意味着总体风险水平的下降,这是由于公司之间的系统性关联使得风险可能在金融体系内不断传导、扩散和放大。要验证质押新规能否降低总体风险,还需要说明股权质押公司之间的风险关联在新规发布后是否被弱化。

为了检验崩盘风险关联性在质押新规发布后是加强还是削弱,参考顾乃康和周艳利(2020),本文建立如下模型:

$$\begin{aligned} \Delta CrashRisk_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot Pld_{it} \times Post_t \times \Delta CrashRisk_{-i,t} + \\ & \beta_2 \cdot Pld_{it} \times \Delta CrashRisk_{-i,t} + \beta_3 \cdot Post_t \times \Delta CrashRisk_{-i,t} + \beta_4 \cdot Pld_{it} \times Post_t + \\ & \beta_5 \cdot Pld_{it} + \beta_6 \cdot Post_t + \beta_7 \cdot \Delta CrashRisk_{-i,t} + \beta \cdot Controls_{it} + v_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $\Delta CrashRisk_{i,t}$ 为公司*i*在第*t*期股价崩盘风险的变化量, $\Delta CrashRisk_{-i,t}$ 为公司*i*的同行业其他公司第*t*期的平均崩盘风险的变动,股价崩盘风险指标为负收益偏态系数 $NCSKEW_{it}$ 和上下波动比例 $DUVOL_{it}$; Pld_{it} 为股权质押风险指标,本文分别选取了控股股东股权质押虚拟变量 Pld_dum_{it} 和控股股东被质押的股份占其总持股的比例 Pld_rt_{it} 来衡量质押风险。控制变量和固定效应的选取同模型(1),结果见表9。

表9 控股股东股权质押与股价崩盘风险敏感度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta NCSKEW_{i,t}$	$\Delta NCSKEW_{i,t}$	$\Delta DUVOL_{i,t}$	$\Delta DUVOL_{i,t}$
$Post_{i,t} \times Pld_dum_{i,t} \times \Delta NCSKEW_{-i,t}$	-0.1752* (-1.79)			
$Post_{i,t} \times Pld_rt_{i,t} \times \Delta NCSKEW_{-i,t}$		-0.2232* (-1.74)		
$Post_{i,t} \times Pld_dum_{i,t} \times \Delta DUVOL_{-i,t}$			-0.1886** (-2.24)	
$Post_{i,t} \times Pld_rt_{i,t} \times \Delta DUVOL_{-i,t}$				-0.2138* (-1.84)
Constant / Controls	√	√	√	√
N	15824	15824	15824	15824
Ind / Time FE	√	√	√	√
Adjusted R ²	0.07	0.07	0.12	0.12

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著;系数下方括号内的数值为经过行业层面聚类调整的t统计量;受限于篇幅,表中仅列示了 β_1 的估计系数及其显著性水平;Constant和Controls为√分别代表回归中加入了截距项和控制变量,控制变量的选取同模型(1);回归中去除了同行业公司过少的样本,因此样本量略有降低;Ind / Time FE为√代表控制了行业和时间固定效应。

从表9的结果中可以看出,在各个回归中交乘项的系数均为负且显著。该结果意味着控股股东实施股权质押的公司,在新规发布后对同行业其他公司崩盘风险变动的敏感程度降低,说明质押新规在降低个体公司股价崩盘风险的同时,也控制了股价崩盘风险的传染,具有监管溢出效应。

(二)异质性分析

除了限制股权质押规模,规范质押融出资金用途也是质押新规的重点监管内容。在质押新规发布后,股东通过质押股票融出的资金仅能用于实体经济生产经营,无法进一步“加杠杆”。在其他资金投向受阻的情况下,控股股东融出的资金主要有两类用途:为上市公司进行融资或用于控股股东的其他关联公司。相比用于控股股东名下其他公司,当控股股东的股权质押用于辅助上市公司自身进行融资时,质押新规对其他资金用途的限制将为上市公司提供更多流动性支持,从而可能强化政策的积极效果。

基于上述分析,本文进一步根据控股股东可能的质押动机,将样本分为“协助上市公司融资组”和“其他融资动机组”分别进行回归。本文首先根据控股股东身份特征进行分组,当控股股东为法人时,由于受到了更强的监管和更强的股权制衡,因此这类股东股权质押的融出资金更有可能用于协助上市公司融资。而当实施质押的控股股东为自然人时,个人侵占动机更强,且监管力度相对较弱,因此这类质押行为协助上市公司进行融资的可能性相对更低。除此以外,本文还根据上市公司的融资约束程度是否大于或等于行业中位数进行了分组。当上市公司融资约束水平更强时,控股股东有更强的动机采取措施进行救助,其实施的质押更可能用于缓解上市公司的融资约束。而当上市公司融资约束水平较低时,控股股东所实施的股权质押便更可能是出于自身其他方面的用途,而非用于上市公司。分组回归的结果见表10。

表10的结果表明,不论根据控股股东身份特征还是上市公司的融资约束水平进行分组,在更可能协助上市公司融资的样本中,质押新规发布后股价崩盘风险的下降都更加明显。这意味着当控股股东

表10 异质性分析结果

A:控股股东是否为法人				
	法人股东组		自然人股东组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>
<i>Pld_dum</i> × <i>Post</i>	-0.1130*** (-3.48)		0.0085 (0.16)	
<i>Pld_rt</i> × <i>Post</i>		-0.1176** (-2.67)		-0.0520 (-1.02)
<i>Constant / Controls</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	13386	13386	5148	5148
<i>Adjusted R</i> ²	0.13	0.13	0.12	0.12
B:上市公司融资约束水平				
	高融资约束		低融资约束	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>
<i>Pld_dum</i> × <i>Post</i>	-0.1126*** (-3.10)		-0.0691* (-1.79)	
<i>Pld_rt</i> × <i>Post</i>		-0.1129** (-2.15)		-0.0833 (-1.47)
<i>Constant / Controls</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	9713	9713	8821	8821
<i>Adjusted R</i> ²	0.15	0.15	0.10	0.10

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著;系数下方括号内的数值为经过行业层面聚类调整的t统计量;受限于篇幅,仅列示了关键变量的回归结果;Constant和Controls为√代表回归中加入了截距项和控制变量,各组回归均控制了行业和时间固定效应。

出于合理动机实施股权质押时,质押新规对上市公司的风险缓解效果得到了加强。

七、稳健性检验

在本文的研究中,可能存在样本自选择导致的内生性问题。例如,财务状况不佳的公司的控股股东更可能进行股权质押,导致我们后续看到的公司价值和经营业绩的差异无法完全归因为政策效果。为了缓解内生性问题可能带来的影响,我们参考谢德仁等(2016)和王雄元等(2018)通过倾向得分匹配(PSM),重新选取控制组和处理组样本进行回归,并通过了匹配平衡性检验。使用匹配成功的处理组样本和控制组样本进行研究的结果依然支持主模型的结论。

为了验证公司受到的影响来自于质押新规而非财务特征随时间发生的变化,本文还进行了安慰剂检验。我们假设质押新规提前两年发布,即选取2016年一季度作为事件日期,使用2013年至2018年的数据进行分析,结果发现股权质押虚拟变量与新规发布的交乘项不再显著,意味着股价崩盘风险和公司市场价值在质押新规正式发布前并不存在明显的趋势性变化。

除此以外,本文还进行了如下稳健性检验:参考Wang & Chou(2018),使用双重差分形式的模型检验了高低质押公司股票累计超额收益差异;排除纾困基金可能带来的影响进行回归;调整控制变量选取;改用公司层面聚类调整的t统计量等。上述稳健性检验均支持本文研究结论,受限于篇幅,此处未报告结果。

八、结 论

为了控制和缓解股权质押风险,监管部门推出了质押新规,对个股质押比例和融出资金用途进行了严格的限制。那么,质押新规是否达到了预期的政策效果,又是否给公司带来了其他负面影响?为了回答这一问题,本文首先使用事件研究法分析了政策的短期效果,发现质押新规引起了积极的市场反应:在新规发布后,高质押风险的公司累计超额收益更高。在此基础上,本文将质押新规的发布作为准自然实验,建立双重差分模型,对政策的长期影响进行了研究。结果表明,(1)在质押新规发布后,控股股东实施股权质押的公司股价崩盘风险相对下降,且对同行业其他公司股价崩盘的敏感性也下降,验证了预期的政策效果。机制分析的结果表明,公司的信息透明度和市场信息效率在新规发布后显著提升,从而降低了股价崩盘风险。(2)对股权质押的严监管政策也带来了一定的负面作用,导致股权质押公司的市场价值和投资价值降低,但这一影响并非源自经营业绩的恶化,而是投资者要求的风险补偿提升所致。最后,本文还结合控股股东的质押动机进行了异质性分析,发现质押新规的正面效果在控股股东更可能出于合理动机而进行质押的样本中更明显,股价崩盘风险下降程度更高。

本文为股权质押的研究提供了新的视角,丰富了监管政策与股权质押风险的相关文献。在实践方面,本文也对系统性金融风险的治理也提供了参考,监管政策在实现治理目标的过程中,也应权衡政策可能带来的“副作用”,避免给企业带来过多负面影响。

[参 考 文 献]

- 顾乃康,周艳利. 卖空制度、企业投资与资源配置效率. 中山大学学报(社会科学版),2020(1):198—207.
- 郝项超,梁琪. 最终控制人股权质押损害公司价值么?. 会计研究,2009(7):59—63+96.
- 郝项超,梁琪,李政. 融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析. 经济研究,2018(6):127—141.
- 姜付秀,申艳艳,蔡欣妮,姜禄彦. 多个大股东的公司治理效应:基于控股股东股权质押视角. 世界经济,2020(2):74—98.

- 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.
- 李常青, 幸伟. 控股股东股权质押与上市公司信息披露. 统计研究, 2017(12): 75—86.
- 廖珂, 崔宸瑜, 谢德仁. 控股股东股权质押与上市公司股利政策选择. 金融研究, 2018(4): 172—189.
- 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.
- 马连福, 张晓庆. 控股股东股权质押与投资者关系管理. 中国工业经济, 2020(11): 156—173.
- 王斌, 蔡安辉, 冯洋. 大股东股权质押、控制权转移风险与公司业绩. 系统工程理论与实践, 2013(7): 1762—1773.
- 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. 经济研究, 2018(1): 138—152.
- 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”. 南开管理评论, 2019(5): 165—177.
- 谢德仁, 廖珂, 郑登津. 控股股东股权质押与开发支出会计政策隐性选择. 会计研究, 2017(3): 30—38+94.
- 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+188.
- 熊海芳, 谭袁月, 王志强. 股权质押比例限制与股票市场稳定——基于“质押新规”的自然实验. 财贸经济, 2020(7): 114—129.
- 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 徐信忠. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险. 经济研究, 2012(7): 127—140.
- 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.
- 郑国坚, 林东杰, 林斌. 大股东股权质押、占款与企业价值. 管理科学学报, 2014(9): 72—87.
- Chan, K. N., Chen, H. K., Hu, S. Y., & Liu, Y. J. Share Pledges and Margin Call Pressure. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 52(10): 96—117.
- Chen, J., Hong, H., & Stein, J. C. Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(3): 345—381.
- 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.
- Easton, P. D. PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *Accounting Review*, 2004, 79(1): 73—95.
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., & Tehranian, H. Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67—86.
- Pang, C., & Wang, Y. Stock Pledge, Risk of Losing Control and Corporate Innovation. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 60(2): 1—22.
- Wang, Y. C., & Chou, R. K. The Impact of Share Pledging Regulations on Stock Trading and Firm Valuation. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 89(4): 1—13.

【责任编辑:周吉梅;责任校对:周吉梅,赵洪艳】