

政府纾困民营上市公司：“救助”抑或“接盘”？

摘要：2018 年受去杠杆政策影响，大量民营企业陷入流动性危机，为此，国家号召各地政府成立纾困基金纾困上述民营企业。本文以政府对民营上市公司股权纾困的 130 个样本为例，基于各地政府响应国家号召对民营企业纾困这一准自然实验，用 DID 等方法检验了政府纾困民营上市公司的经济后果，研究发现：（1）在短期内，政府纾困起到了稳定市场的作用。具体而言，接受政府纾困的民营上市公司公告之后市场有显著的正面反应，同时被纾困方股权质押风险得到了缓解。（2）但在长期来看，政府纾困并没有改善被纾困民营上市公司的经营绩效，这体现在纾困完成后，公司的经营业绩表现更差。（3）并且，在纾困中，纾困双方信息不对称程度越高、代理问题越严重，政府的长期纾困效果越差。换言之，纾困方越有可能成为“接盘侠”。本文为政府维护金融市场稳定发展提供了实证依据，也为后续进一步规范政府纾困行为提供指导性的政策参考。

关键词：纾困基金 政府救助 市场稳定

一、引言

一直以来，政府“有形之手”与市场“无形之手”之间的关系被学者们广泛讨论。市场与政府协同发展、寻求完全组合与微妙平衡，是经济持续发展与制度建设永恒的话题(周开国等，2018；张晓晶等，2018)。政府对企业的干预行为既可能是“扶持之手”也可能为“掠夺之手”(Shleifer & Vishny, 1998; 陈抗，2002)，而在某些场景下，这两种性质相互交融，政府行为随实际条件的更改而发挥完全相反的作用(田利辉，2005；姜广省，2016)。

目前，在实现全面小康社会的基础上，我国已开启了在高质量发展中促进全体人民共同富裕的新征程。管好政府“有形之手”，使市场在资源配置中起决定性作用的同时，更好的发挥政府作用，实现有效市场与有为政府的有机结合至关重要。2018 年政府纾困上市民营企业便为我们提供了一个在中国特色社会主义新时代背景下，验证政府之手与市场之手协调作用的场景。

受经济持续下行、中美贸易摩擦升级、去产能、环保限产、金融去杠杆、税收社保加强征缴、流动性分层等叠加影响，近年来民营企业经营困难增加，遭遇融资困境、信用债违约潮、股权质押风险等。“民营经济离场”、“新公私合营”、“洗洗睡”沉渣泛起，冲击民营企业信心，加大经济下行压力。2018 年上半年 A 股市场出现大幅波动和下滑，民营企

业融资环境尤为严峻。随着 A 股持续下跌，大量民营控股上市公司大股东股票质押触及预警线和平仓线，实际控制人面临丧失控制权的风险，短期融资受到影响。2018 年 11 月，习近平总书记在民营企业座谈会上强调，民营企业贡献了中国经济的“56789”：50%以上的税收、60%以上的 GDP、70%以上的技术创新成果、80%以上的城镇劳动就业、90%以上的企业数量。因此，树立民营企业发展信心，在关键时刻，政府适当介入对民营企业帮扶也就成为经济发展的必然。

为缓解民营企业融资困难，破解上市公司股票质押平仓危机，中国证券监督管理委员会、中国银行保险监督管理委员会等部门、多地地方政府及中国证券基金业协会纷纷出台支持性措施，给予民营企业尤其是民营上市公司产业支持、金融支持及财政金融政策支持，通过股权、债权及并购的方式缓解当前民营企业面临的困境。在金融监管政策方面，关注重点由结构性去杠杆转为纾解民企融资困境，不断扩大对外开放和加快推进制度改革。截至到 2018 年末，已形成了从中央到地方、从银行到证券公司、保险机构、社会资本多主体参与，政策、监管、金融机构和社会资本多维度组合式的纾困计划。据业内人士估计，纾困计划的资金规模已达 5000 多亿元¹。

截止 2021 年上半年，距“纾困”被正式提出²已过去两年多，一方面，既存在*ST 天业（现为济南高新）与济南高新城市建设发展有限公司及其一致行动人签订大比例股权转让协议，致使控制权变更，公司满血“重生”；另一方面，也存在银亿股份（现为*ST 银亿）接受地方政府纾困后仍不尽如人意，业绩持续下滑、面临退市风险。那么一个很值得研究的问题就是：这轮政府纾困的效果究竟如何？从短期和长期来看，政府纾困民营上市公司分别起到了怎样的作用？有没有哪些在纾困中的做法是值得反思的？这正是本文要研究的问题。

“纾困”一词在国外起源已久，通常认为最早的纾困安排是指欧元区成员国为应对欧洲主权债务危机，于 2010 年 6 月设立 EFSF³、2012 年设立 ESM⁴作为特定组织，发行债券及其他债务工具在金融市场上融资，提供给陷入债务危机的成员国，以达到解决欧洲主权债务危机、维护欧洲金融稳定的目标。后续国外学者多关注对陷入财务困境引致政府部门进行转移支付或资产注入以避免破产清算的非金融机构纾困(Faccio et al.2006)、2008 年金融危机引发的对相关金融机构的驰援(Sjostrom,2009)、以及持续讨论的银行困境纾解(Drechsler et al., 2016)。与之相比，本文所研究的政府纾困，是为缓解民营企业上市公司的股票质押风险而

¹ 谭力峰：民企跌宕 2018 年 纾困资金已近 5000 亿元，时代周报，2019-01-02

² 2018 年 11 月 1 日民企座谈会正式提出“纾困”。

³ 欧洲金融稳定机构 European Financial Stability Facility, "EFSF"

⁴ 欧洲稳定机制 European Stability Mechanism, "FSM"

设立的专用资金，具有明确的“纾困”宣告时点，具备明显的政策号召效应；同时，在这轮纾困中，有股票质押风险的相似民企并不能全部得到纾困，这天然的为我们构建了时间维度的变化及对照组、处理组的选择，是一个难得的准自然实验场景。因此本文采取双重差分模型（Difference-In-Difference, DID）识别政府纾困民营企业对被纾困方的影响，为理解本轮具备特定目标纾困的实施效果提供依据。

本文以此轮政府纾困民营企业作为事件切入点，以政府基金对民营上市公司股权纾困的130多个样本为例，研究发现：（1）政府纾困民营上市公司起到了稳定市场的作用，并显著降低了公司股权质押比率。短期内，政府扮演“救助者”角色；（2）但在长期来看，政府纾困并没有改善被纾困民营上市公司的经营绩效，这体现在纾困完成后，公司的经营业绩表现更差。（3）并且，在纾困中，纾困双方信息不对称程度越高、代理问题越严重，政府的长期纾困效果越差，换言之，纾困方更有可能成为“接盘侠”。

本文可能的贡献有：第一，加深了在中国特色社会主义背景下对政府“有形之手”的理解。尽管学者们对政府干预展开了广泛且深刻的讨论，从公司角度阐明了政府之手扶持和掠夺的双面性(潘红波等，2011)。但鲜有文献从政府角度出发研究政府干预后果。本文不仅考量了被纾困民营企业接受纾困的经济影响，而且从被纾困方层面考察“纾困收益”，分析政府在此轮纾困中扮演的是救助者还是接盘侠，为管好“有形之手”，实现政企双赢提供思路。

第二，拓展了非危机背景下政府救助行为的研究。目前针对于此轮政府专项救助民营企业大股东股权质押风险暨流动性危机的文献较少，且学者们多集中于介绍纾困基金的概念、支持模式、单个纾困案例分析及后果描述（辛静，2019；柯树林等，2020），鲜有文章考察总体纾困效果。本文研究发现，基于明确政策目标的政府纾困行为，可以实现短期政策目的，但是并不能改善被纾困方的经营绩效。

第三，补充了企业产权变更及治理方面的理论成果。通过股权投资方式对民营企业进行纾困，被纾困企业实际控制人可能变更，以至企业产权性质发生变化。所有权性质的变更导致治理形式的转换，可以帮助企业克服原先存在的缺点，对公司发展产生积极影响（王甄和胡军，2016）。本文基于政府纾困，围绕“救助”或“接盘”，研究产权性质变更与否的纾困效果差异。相比于控制权发生变更的纾困样本，未变更的样本将引致更严重的代理问题，公司业绩表现更差，这对今后的混改政策也提供了有益的参考。

第四，本文研究也为坚定不移支持民营企业发展提供参考意义。对不同类型股权纾困的运作效率和运作效果进行分析，有助于纾困方针的及时调整，有效消除信息不对称等在内的

外部性影响。在经济环境不确定的宏观背景下,适应不同的纾困环境,对推进民企纾困计划、促进民营企业持续稳定发展,经济多样化与可持续性发展均有一定的启发价值。

本文其他部分安排如下:第二部分是理论分析与研究假设的提出;第三部分是样本选择、数据来源、模型设定与变量说明;第四部分是实证结果及其分析;第五部分是稳健性检验;最后是本文的结论与政策启示。

二、理论分析与假设提出

(一) 政府纾困与市场稳定

自 2008 年次贷危机,政府救助行为被广泛提及与讨论。对金融危机时期处于旋涡中心的金融机构进行救助,防止微观金融机构风险累积引致宏观系统性风险已成为各国政府的基本共识(程棵等,2012;郭敏,2019)。除了系统性的金融危机,当金融机构陷入流动或支付性危机时,对其实施国家救助也已作为各国金融监管机构的首选方案(巫文勇,2011)。

衡量政府救助行为是否成功的重要法则之一即为是否带来良好的股市反应(Zdravka Todorova,2014)。李志生(2019)认为在危机时期,政府干预有助于逆转市场参与者的非理性预期、恢复其市场信心从而避免市场崩溃而引发系统性金融风险。Jeff et al.(1993)研究颁布储蓄救助法案⁵的市场反应,发现储蓄机构的股价显著上升,这可能归因于储户信心增强、代理成本降低、贷款损失减少等。Michael(2009)回顾了包括美国在内的六个国家对金融危机时期银行救助计划的市场反应,美国政府支持条款使其银行股表现显著优于其他国家。那么,针对 2018 年上半年我国 A 股市场的剧烈波动和大幅下滑,大量民营控股上市公司大股东面临严峻的股票质押风险,纾困政策是否能够引致积极的市场反应,以有效实现市场稳定?

此次政府纾困行为正是为响应 2018 年 10 月 31 日中共中央政治局会议提出“振奋市场信心”的组合拳政策之一。首先,从国家政策角度。纾困意味着政府实施“救市”,投资者将迎来一线曙光。且此轮纾困明确指出针对具有核心竞争力但存在短期流动性风险的民营企业(吴梓境和张波,2019),即在一定程度上向市场传递出该公司具有良好发展潜力的正向信号,进而扭转投资者悲观情绪,带来显著的积极市场反应(Jiang et al,2014)。

其次,从公司股权结构角度。国资与民营企业大股东签订股权转让协议,出资购买一定数量的股份,为股东提供流动性支持以解除质押股份,便会在一定程度上缓解上市公司整体

⁵ the Financial Institutions Reform, Recovery, and Enforcement Act (also referred to as FIRREA, or the bailout bill)

质押风险与短期资金困境(辛静, 2019), 市场参与者所担心的公司易主问题也不复存在, 有效避免上市公司陷入“无控制人”境地(赵妍等, 2020)。

最后, 从大股东经营行为角度。股东进行股权质押, 将面临股价下跌、控制权旁落的风险, 具有充分动机采取措施来维护股价稳定(谢德仁等, 2016)。李常青等(2018)研究发现由于削减研发投入可以在短期内提升企业业绩, 控股股东股权质押与企业创新呈负相关关系。更有企业通过向上盈余管理、选择性信息披露来避免股价下跌(黄志忠等, 2014; 李常青等, 2017), 但实际上这些投机行为会给企业发展埋下“地雷”, 降低公司价值。政府纾困直接向大股东提供资金支持, 从根本上破解质押风险的同时, 也在一定程度上减少了上述违背企业正常发展的负面行为, 进而企业恢复正常的经营运作, 市场得到有效稳定。因此, 本文提出以下假设:

假设 1: 短期内, 在其他条件不变的情况下, 政府纾困民营上市公司起到了稳定市场的作用。

(二) 政府纾困与公司长期表现

尽管政府股权纾困民营企业在短期内可能起到了稳定市场的作用, 但在长期内并不一定能够改善企业经营绩效。首先, 从产权效率的层面考虑。使用股权投资的方式进行纾困, 将不可避免地涉及国有资产和民营企业联合, 形成多样性股权治理结构, 更甚者可能导致企业控制权转移, 引致企业产权变更(柯树林, 2020)。杨兴全(2018)研究发现仅实现股权多样性, 并不能优化企业现金持有行为, 亦无法改善企业经营绩效。只有当股权制衡度较高或控制权发生转移时才有可能完善公司治理结构, 提升企业价值。

本次政府纾困民营企业的核心目的为纾解大股东股权质押风险与企业短期流动性危机, 部分股权的转让仅将救助停留在大股东层面, 公司治理形式未发生变动, 原先缺点依旧存在(王甄和胡军, 2016)。正如 Fan et al.(2007)研究发现在产权意识较为薄弱的背景下, 政府干预与公司表现及其治理水平呈负向关系。反之, 如果企业能够获取大量资产注入、享受政策偏袒与资源优势, 便可能在一定程度上抵消上述负面影响。

其次, 从经营效率的层面考虑。被纾困民营企业可能会恃“救”而骄, 道德风险严峻。当处于困境中的企业获得救助承诺, 即政府通过股权纾困向大股东注入流动性, 在一定程度上缓解股权质押风险。大股东可能会因此产生“被托底”心理, 显著降低自身努力程度, 选择更加激进的经营策略, 更倾向于进行过度风险投资(Corsetti et al., 1999; Mundaca, 2002), 进而导致企业业绩不稳定程度提升, 呈现强烈的恶化趋势。Faccio et al.(2006)通过分析

1997-2002 年 35 个国家被救助企业样本，发现被纾困后公司业绩不升反降。Sarah(2019)研究巴基斯坦的被救助工业企业，也得到相同的负向结论。

另外，还有学者从纾困成本的层面考虑。一方面，纾困资金的使用成本可能高于股权融资，接受纾困增加了上市公司整体债务规模与融资成本(毛捷，2021)。另一方面，在长期内，接受纾困将带来显著的负面声誉成本。Che et al.(2018)认为公司接受纾困会向市场释放出企业处于财务困境的负面信号，即“纾困丑闻”。Sprague(2000)认为救助(bailout)是带有偏好和特权含义的贬义词，往往意味着资源的错配与经济的有效性。综上分析，本文提出以下假设：

假设 2:长期来看，在其他条件不变的情况下，政府纾困民营上市公司，并没有起到改变被纾困方经营绩效的作用。换言之，纾困方可能沦为“接盘侠”。

(三) 信息不对称、代理问题与纾困效果

地方政府在实际纾困上市民营企业的过程中会受到各种各样外部性的干扰。首先，信息不对称会对纾困效果造成显著负向影响(Kim,2004)。在本文的应用场景下，纾困执行方与被纾困民营企业是否位于同一省份或直辖市天然地构建出地理屏障，地域差距加大政府与企业的信息不对称程度，并阻碍了信息搜集和监督有效性。(潘红波等，2011；杜立，2020)。另外，诸如声誉、企业精神等在内的潜在信息难以通过短期的尽职调查获得，纾困方实际控制人的层级越高，此类历史信息的获取成本就越高，纾困双方的信息不对称程度也将有所增加。因此本文使用本异地纾困和纾困方层级高低刻画纾困双方信息不对称的异质性影响。

其次，救助中的代理问题也非常突出，双方利益的不一致将导致效率的缺失，进而影响企业绩效。一方面，考虑纾困双方的代理问题。当政府股东持股比例较高时，“扶持之手”才能得到有效发挥，为企业带来更具竞争力的资源优势和政策偏向，利益的捆绑性有效地缓解了代理问题(Tian and Estrin,2008;柯树林，2020)。另一方面，政府作为纾困方也不可避免地将政府代理问题纳入到纾困效果的分析中。相比于地方经济的“地方索取者”，中央政府更加关注整体经济的协调发展(侯青川等，2015；张纯，2010)。纾困的本意为救助处于短期流动性危机但有良好发展前景的民营企业，但建立政治联系等寻租行为在获取政府补贴方面有着至关重要的作用(Faccio et al.,2006; Benjamin et al.,2013)，政府官员与企业的双向寻租活动也对完全的市场选择产生干扰(Shleifer and Vishny,1994)。Faccio et al.(2006)研究发现政治背景的公司相比没有政治背景的公司更容易得到救助，且其在纾困前后的财务表现均明显低于没有政治关系的被救助公司。因此，我们使用被纾困方是否具备政企关系作为代理变

量考察政府代理问题。综上，本文使用纾困力度和被纾困方政企关系刻画纾困中存在的代理问题。据此，本文提出以下假设：

H3:信息不对称程度越高（异地纾困、高层级纾困）、代理问题越严重（小额纾困、寻租纾困），政府纾困民营上市公司对经营绩效的作用越差，沦为“接盘侠”的可能性更高。

三、 研究设计

（一）样本选择与数据来源

2018年下半年，大量民营上市公司的股权质押流动性风险引起社会的广泛关注。2018年8月24日，国务院金融稳定发展委员会防范化解金融风险第三次专题会议首次对上市公司股票质押风险展开讨论，并提出要鼓励和帮助市场主体主动化解风险。随后，党中央国务院又在众多场合多次提出，地方政府和监管部门要采取措施纾解民营企业困境。因此，认为此轮纾困于2018年第三季度正式启动，为了保证一定的事前期与事后期，本文选择2017年至2021年6月沪深A股民营上市公司为研究对象。由于被纾困企业完成纾困的时间较短，年度数据不足，本文使用季度数据进行实证分析。

本文共获得1471家上市公司，26478个季度观测样本。从2018年第三季度起，截止至2020年第一季度，有130家民营企业完成纾困，识别为处理组。其余1341家未被纾困民营企业为对照组。其中，处理组的筛选标准及过程如下：（1）发生股权转让，且增持方为国资背景或纾困专项基金；（2）查阅公司公告，判别本次权益变动是否为政府纾困行为。例如，通源石油接受纾困，其公告中明确指出本次权益变动的目的“化解上市公司股票质押流动性风险，支持民营企业发展”。（3）根据百度、谷歌等搜索引擎，进行新闻验证。例如，全通教育接受纾困，相关新闻报道“中山组建百亿基金纾困上市民企：我市上市企业全通教育发布公告，公司控股股东、实际控制人陈炽昌拟将所持公司3280万股转让给直属中山市国资委的中山教育科技有限公司。”

数据来源包括CSMAR数据库、Wind数据库、公司公告、百度、谷歌等。为避免异常值干扰，按照惯例对所有连续变量进行1%至99%缩尾处理。

（二）模型设定与变量说明

上市民营企业接受国资纾困将引起怎样的市场反应？是否能够在一定程度上稳定市场？本文参考屈依娜、陈汉文（2018）研究，用累积超额收益率的变化来度量市场反应。考虑到公司首次披露“纾困”日包含大量信息，正式完成股权交易日反而缺乏信息含量，我们选定接受纾困公司的第一次公告日作为事件发生日，最大程度准确度量市场反应。

本文选取事件发生日的前 200 天至前 16 天作为清洁期, 估计 CAPM 模型 $R_{it} = \alpha + \beta R_{mt}$, 其中市场收益率 R_{mt} 采用沪深 300 指数日回报率。根据模型估计出各公司正常收益率 \hat{R}_{it} , 事件期的每日实际收益率减去正常收益率即为该公司当日的超额收益率 $AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it}$, 累积超额收益率即为事件期日超额收益率的加总。

讨论完短期的市场影响, 为进一步评估纾困政策的影响效应, 我们选取于 2018 年第三季度至 2020 年第一季度完成纾困的 130 家民营企业为处理组; 其他从未接受纾困的民营企业作为对照组; 在剔除公司维度的个体差异、时间层面不可观测的冲击等干扰因素的前提下, 构建如下双重差分模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Treat_i \times Post_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \#(1)$$

其中, 被解释变量 Y_{it} 包括样本公司 i 在 t (年份-季度) 时期的总体质押比率 $Pledge_{it}$, 之所以不选择大股东或控股股东的质押比率, 是因为进行股权纾困在降低其质押股数的同时, 也降低了其所持公司股数, 两者之比并不能有效衡量公司股权质押风险的变化。公司总体质押比率始终在公司总股数的维度上进行衡量, 更具备可比性。以及衡量公司绩效的变量总资产收益率 ROA_{it} 与净资产收益率 ROE_{it} 。

本文的核心解释变量为交互项 $Treat_i \times Post_{it}$, 表示接受纾困民营企业相对于未被纾困企业在纾困前后股权质押比率/企业业绩的变化情况。 $Treat_i = 1$ 表示样本中接受纾困的民营企业 (处理组), $Treat_i = 0$ 则表示样本中未被纾困的民营企业 (控制组)。 $post_{it} = 1$ 表示第 i 个被纾困公司所处时间点位于纾困完成后。其中, 由于接受纾困公司的纾困完成日, 即股权转让日在季度层面并不完全相同, $post_{it}$ 非于某个特定单一时点变化, 本文的实证基准框架为逐期接受处理的 DID 模型。

$Controls_{it}$ 为一系列控制变量, 本文选取如下变量作为基准模型的控制变量: 公司规模 (Size)、总资产负债率 (Lev)、前十大股东持股比例 (Top10)、经营性净现金流 (Netcash)、营业利润占比 (Profit)、营业收入增长率 (Growth)、速动比率 (Quick)、固定资产比率 (FA)、无形资产比率 (IA)。 λ_t 为季节固定效应, η_i 为个体固定效应。公式中 ε_{it} 为随机扰动项。表 1 为具体的变量说明。

表 1 变量说明

变量		变量名称	变量说明
被解释变量	稳定市场	<i>CAR</i>	累计超额收益率
		<i>Pledge</i>	质押比率: 公司总体质押股数/总流通股数
	经营绩效	<i>Roa</i>	总资产收益率: 利润总额/总资产
		<i>Roe</i>	净资产收益率: 利润总额/净资产
解释变量	是否纾困	<i>Treat</i>	<i>Treat = 1</i> : 接受纾困
		$\times Post$	<i>Post = 1</i> : 处于纾困完成时点
调节变量	信息不对称	<i>Local</i>	本异地纾困: <i>Local = 1</i> , 纾困方与被纾困方位于同一省份或直辖市; 否则为异地纾困
		<i>Level</i>	纾困方层级: <i>Level = 1</i> , 纾困方层级为省级及以上(省级、国家级); 否则为省级以下(市级、区级)
	代理成本	<i>Power</i>	纾困力度: <i>Power = 1</i> , 被纾困方转让股份比例、放弃表决权比例、委托表决权比例之和, 高于纾困样本均值, 记为高程度纾困; 否则记为低程度纾困。
		<i>Political</i>	政企关系: <i>Political = 1</i> , 纾困企业在接受纾困前董事会成员具有政企关系, 即曾于政府部门就职、或担任过人大代表、政协委员等; 否则不具备政企关系。
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	公司总资产的自然对数
	债务结构	<i>Lev</i>	资产负债率: 总资产/总负债
	股权集中度	<i>Top 10</i>	前十大股东持股比例
	现金流水平	<i>Netcash</i>	经营性净现金流: 经营现金毛流量扣除经营营运资本增加后企业可提供的现金流量
	盈利能力	<i>Profit</i>	营业利润占比: 营业利润/总利润
	成长能力	<i>Growth</i>	营业收入增长率: (当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	偿债水平	<i>Quick</i>	速动比例: (流动资产-存货)/流动负债
	资产结构	<i>FA</i>	固定资产占比: 固定资产/总资产
	资产架构	<i>IA</i>	无形资产占比: 无形资产/总资产

(三) 描述性统计

1. 纾困情况说明

图 1 是股权纾困完成日的频数分布图，继 2018 年 11 月 1 日民营企业座谈会召开，大量政府纾困行动相继展开。2018 年底至 2019 年初纾困完成达到峰值，2018 年 12 月、2019 年 1 月分别有 21 家、20 家民企公告完成股权纾困，占比 16.15%、15.38%。随后，纾困数量保持相对稳定的状态，但相较于政策提出前有明显提升。此轮纾困不同于之前国内外的政府救助行为，具有明确的开始时间点，呈现出明显的政策响应性。

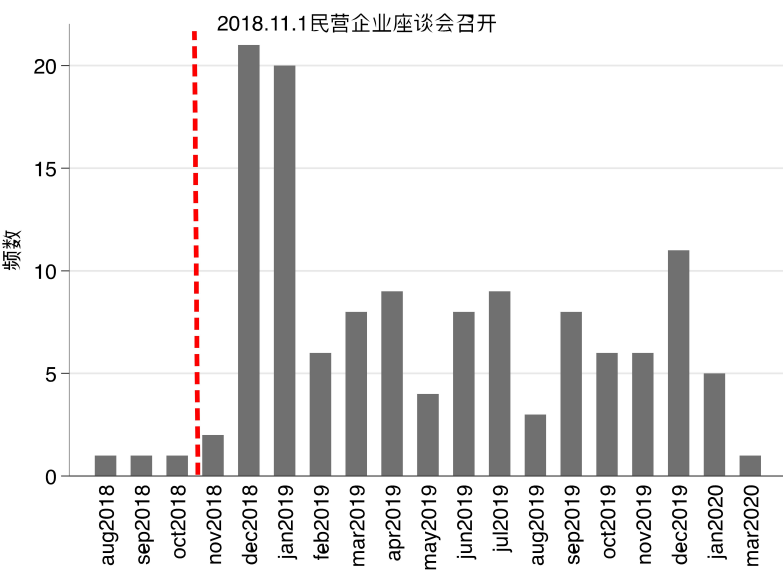


图 1 被纾困民营企业纾困完成日频数分布图

表 2 展示了被纾困民营企业的行业、地区分布情况。如 Panel A 所示，130 家样本公司共涉及 17 个行业，其中 81 家为制造业，占比高达 62.31%；信息传输、软件和信息技术服务业位列第二，占比 10.77%；前 5 个行业占据了被纾困民营企业总数的 83.08%。Panel B 展示了被纾困民营企业的地域分布。广东省位居第一，共有 32 家民营企业接受纾困，占比 24.62%；位于华南地区的浙江省、江苏省、山东省均名列前五；北京市有 14 家民营企业纾困，占比 10.77%。前 5 个地区总占比超过 60%，被纾困企业多集中于沿海发达城市。

表 2 被纾困民企行业、地区分布

Panel A: 被纾困民营企业行业分布				Panel B: 被纾困民营企业地区分布			
行业名称	频数	比例	累积频率	地区名称	频数	比例	累积频率
制造业	81	62.31%	62.31%	广东省	32	24.62%	24.62%

信息传输、软件和 信息技术服务业	14	10.77%	73.08%	浙江省	17	13.08%	37.69%
建筑业	7	5.38%	78.46%	江苏省	15	11.54%	49.23%
水利、环境和公共 设施管理业	6	4.62%	83.08%	北京市	14	10.77%	60.00%
租赁和商务服务业	5	3.85%	86.92%	山东省	9	6.92%	66.92%
其他行业	17	13.08%	100.00%	其他地区	43	33.08%	100.00%
总计	130	100.00%	100.00%	总计	130	100.00%	100.00%

2. 主要变量描述性统计

表 3 是描述性统计。Panel A 报告了纾困样本的分组情况。按照纾困方与被纾困方是否位于同一省份或直辖市划分样本，本地纾困 61 家，异地纾困 69 家。根据纾困方实控人背景，56 个纾困样本中纾困方实控人层级达到省级及以上，其余 74 个样本纾困方实控人层级为市级或区级。根据纾困力度，有 53 家民企接受了较高度度的纾困，77 家民企接受低程度纾困。依据被纾困企业在接受纾困前董事会成员是否具有政企关系，90 家民营企业具备政企关系，40 家民营企业不具备政企关系。

表 3 的 Panel B 报告了主要变量的描述性统计结果。公司质押比率的均值为 19.7%，中位数为 17.7%，高比例质押公司拉高了总体水平。衡量企业业绩的指标总资产收益率、净资产收益率的样本均值均在 1%左右，与民营企业的事实状况基本吻合。核心解释变量的均值为 4.4%，说明全样本情况下，大部分民营企业未接受纾困。但结合总体样本量，我们仍然有足够的变化来完成 DID 模型的识别。全样本的营业收入增长率均值为-7.6%，这可能源于 2019 年底新冠疫情的剧烈负向冲击和持续性影响。

表 3 描述性统计

Panel A 纾困情况说明				
	本异地纾困	纾困方实控人层级	纾困程度	被纾困方政企关系
变量	本地纾困=1	省级及以上=1	高程度纾困=1	具备政企关系=1
	异地纾困=0	省级以下=0	低程度纾困=0	不具备政企关系=0
1	61	56	53	90
0	69	74	77	40

总计	130	130	130	130	130	130
Panel B 主要变量的描述性统计						
变量	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Pledge	26478	0.197	0.158	0.000	0.177	0.612
ROA	26478	0.010	0.029	-0.164	0.011	0.083
ROE	26478	0.015	0.059	-0.380	0.019	0.141
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	26478	0.044	0.205	0.000	0.000	1.000
Size	26478	22.128	1.098	19.572	22.064	25.390
Lev	26478	0.394	0.191	0.057	0.387	0.957
Top10	26478	0.561	0.140	0.235	0.567	0.872
Netcash	26478	0.101	0.386	-1.03	0.028	2.3
Profit	26478	0.976	0.290	-0.624	0.999	2.294
Growth	26478	-0.076	5.638	-30.156	-0.153	30.682
Quick	26478	2.009	2.088	0.219	1.333	13.769
FA	26478	0.179	0.127	0.001	0.157	0.546
IA	26478	0.045	0.044	0.000	0.034	0.284

四、 实证结果分析

(一) 稳定市场效应检验

1. 累计超额收益率 (CAR)

图 2(a)(b)分别展示了被纾困民营企业与其对应的对照组 (未被纾困民营企业) 的累计超额收益率。第一次公告日前，处理组与对照组的累计超额收益率均基本为 0，但处理组在公告日前三天有明显的上涨趋势，这说明可能存在预期效应。公告日之后，未被纾困企业的累计超额收益率无明显变化，仍为 0。与之形成鲜明对比，被纾困企业累积超额收益率显著大于 0，呈现出明显的市场利好反应，证明在短期内国资纾困有效降低了被纾困企业的股权质押风险，与我们的假设 1 相符，即企业接受纾困，短期内可以起到稳定市场的作用。

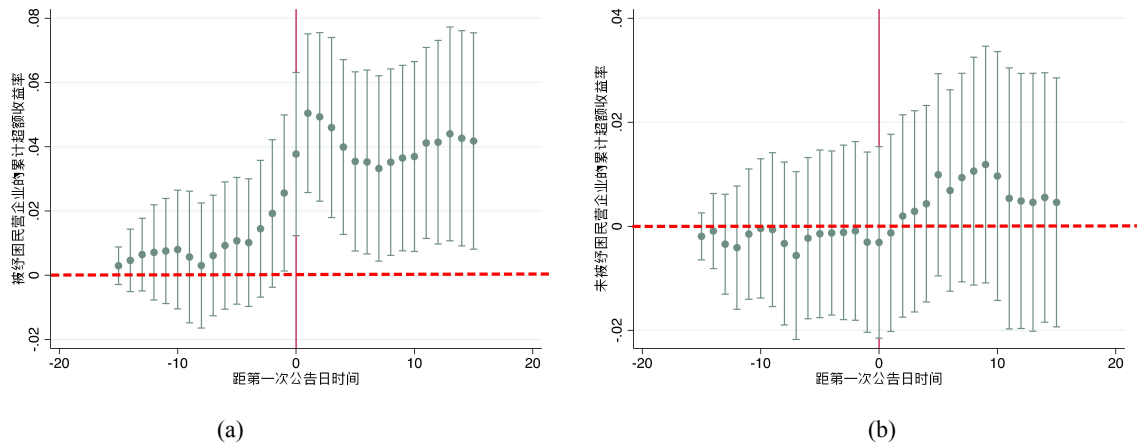


图 2 被纾困民营企业与未被纾困民营企业的累计超额收益率

为进一步讨论不同类型纾困所带来的短期市场反应，本文检验了不同分组下纾困样本 CAR 值的差异。根据表 4 的结果，可以看出，第一，本地纾困带来的累积超额收益显著高于异地纾困带来的超额收益，表明相比于异地纾困，本地纾困的短期效应更优，市场反应更为强烈；第二，纾困方实控人的层级为市、区级，通常意味着更加熟悉被纾困方的实际情况，信息不对称程度相对较低，其市场反应也更好；第三，接受较高程度纾困的纾困样本的累积超额收益在 1% 的显著性水平下高于低程度纾困，说明市场更加认可国资大比例的资产注入与优化管理，而非小比例的资金缓解暂时性危机；第四，无政企关系的民营企业接受纾困的短期市场反应优于有政企关系的民营企业，说明无政企关系的企业得到纾困向市场释放了更为强烈的积极信号，即该企业具备良好的发展前景。

表 4 不同类型纾困下被纾困民营企业累计超额收益率显著不同⁶ (Ha: diff > 0)

变量	本地纾困	样本量	异地纾困	样本量	差值	T 检验
CAR(-5,5)	0.0363	39	0.0004	41	0.0359	1.8462**
变量	纾困方低层级	样本量	纾困方高层级	样本量	差值	T 检验
CAR(-5,5)	0.0264	41	0.0090	39	0.0174	0.8770
变量	高程度纾困	样本量	低程度纾困	样本量	差值	T 检验
CAR(-5,5)	0.0548	23	0.0030	57	0.0517	2.4473***
变量	无政企关系	样本量	有政企关系	样本量	差值	T 检验
CAR(-5,5)	0.0368	27	0.0083	53	0.0285	1.3742*

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

⁶此时被纾困样本数不足 130，是因为剔除掉了于清洁期（185 天）或事件窗口期（31 天）没有正常上市，即股价数据不全的公司。

2. 质押比率

表5列示了以公司总体质押比率作为被解释变量的DID模型回归结果，以验证此轮纾困是否实现政策初始目标，降低股东质押风险。列(1)为单变量回归结果，交乘项 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数显著为负。列(2)为加入一系列公司层面控制变量的估计结果，交乘项回归系数为-0.0708，在1%的置信水平下显著。表明相对于未被纾困企业（对照组），被纾困公司（处理组）接受纾困在平均意义上导致其股权质押比例显下降7.08个百分点，质押风险大幅度下降，政策目标得到有效实现。另外，根据上文关于纾困行业的描述性统计分析，纾困具有明显的行业偏好，制造业占比超过6成，因此我们加入行业、季度交互固定效应，对模型实施更加严苛的控制，以缓解可能存在的样本选择问题。回归结果如列(3)所示，与列(1)、列(2)保持一致。上述结果表明，纾困能够有效降低被纾困方的股权质押比率，结合上文对累积超额收益率的分析，可以得出：纾困有效地缓解了市场上针对于股价触及平仓线的恐慌，在一定程度上起到了稳定市场的作用。这与本文提出的假设1相符。

表 5 质押比率回归结果

变量名	Pledge	Pledge	Pledge
	(1)	(2)	(3)
$Treat \times Post$	-0.0775*** (-9.0816)	-0.0708*** (-8.4382)	-0.0723*** (-8.8525)
Size		-0.0076 (-0.8484)	-0.0095 (-1.0722)
Lev		0.0624*** (3.2113)	0.0657*** (3.3847)
Top10		0.3235*** (8.4939)	0.3237*** (8.5911)
Netcash		-0.0041*** (-2.5799)	-0.0033** (-2.0899)
Profit		-0.0029* (-1.8062)	-0.0027* (-1.6786)
Growth		-0.0001* (-1.6624)	-0.0001 (-1.3737)

Quick		0.0010	0.0012
		(0.7316)	(0.8508)
FA		0.0315	0.0260
		(0.9666)	(0.8369)
IA		-0.0441	-0.0550
		(-0.5848)	(-0.7512)
cons	0.2004***	0.1595	0.2005
	(532.2279)	(0.7629)	(0.9746)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes
行业、季度交互固定效应	No	No	Yes
N	26478	26478	26460
Adj_R^2	0.8207	0.8285	0.8300

注：括号内为经公司层面聚类的稳健 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

(二) 业绩影响检验

1. 基准回归的结果分析

接下来，我们针对纾困对公司业绩的影响展开讨论。表6为基准模型的回归结果。列(1)-列(3)，列(4)-列(6)分别汇报了以总资产收益率、净资产收益率为被解释变量的回归结果。以总资产收益率为例，列(1)为单变量回归结果，交乘项估计系数为-0.0057；列(2)在列(1)的基础上加入了一系列控制变量，尤其加入了公司总体股权质押比率Pledge，以控制来自于政策目标的样本选择问题。核心解释变量 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数为-0.42%，在1%的置信水平下显著。表明被纾困企业接受纾困后，总资产收益率相比于对照组平均下降了-0.42%。列(3)是加入行业与季度交互固定效应的回归结果，交乘项估计系数为-0.0039，印证了结果的稳健性。以净资产收益率作为被解释变量的回归结果与列(1)-列(3)的结果一致，交互项的系数始终在1%的水平上显著为负。

上述结果说明在其他条件不变的情况下，政府纾困民营上市公司，并不能起到改变被纾困方经营绩效的作用，与Faccio et al.(2006)研究1997-2002年35个国家被救助企业样本的结果保持一致。毛捷(2021)利用2014-2019中国上市公司财务数据，也发现了类似的负向结果，其认为地方政府纾困降低上市公司业绩表现的主要原因是纾困提升了非关联方企业的融资成

本。综上分析，基准回归结果与本文提出的假设2相符，在长期内，纾困无法改善企业业绩，纾困方实际上成为了“接盘侠”。

表 6 基准回归的结果

变量名	ROA	ROA	ROA	ROE	ROE	ROE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat × Post</i>	-0.0057*** (-3.7295)	-0.0042*** (-2.9493)	-0.0039*** (-2.8472)	-0.0130*** (-3.8300)	-0.0089*** (-2.8911)	-0.0083*** (-2.6916)
Size		0.0104*** (10.0892)	0.0101*** (9.9409)		0.0304*** (12.2376)	0.0297*** (12.0211)
Lev		-0.0615*** (-17.5835)	-0.0604*** (-17.3477)		-0.1460*** (-14.3109)	-0.1424*** (-14.0741)
Top10		0.0267*** (4.8583)	0.0279*** (5.0513)		0.0440*** (3.8060)	0.0476*** (4.0140)
Netcash		0.0000*** (10.5613)	0.0063*** (10.0981)		0.0000*** (10.1776)	0.0129*** (9.5849)
Profit		-0.0011** (-2.3949)	-0.0011** (-2.4317)		-0.0006 (-0.5466)	-0.0007 (-0.7053)
Growth		0.0004*** (4.2017)	0.0004*** (4.1651)		0.0006*** (3.4867)	0.0006*** (3.4338)
Quick		-0.0013*** (-5.8257)	-0.0012*** (-5.5861)		-0.0034*** (-7.4849)	-0.0032*** (-7.2044)
Pledge		-0.0064** (-2.2796)	-0.0061** (-2.1647)		-0.0035 (-0.5529)	-0.0034 (-0.5164)
FA		-0.0302*** (-6.6859)	-0.0307*** (-6.8054)		-0.0496*** (-4.2601)	-0.0500*** (-4.1857)
IA		-0.0593*** (-4.9476)	-0.0566*** (-4.5488)		-0.1206*** (-4.4242)	-0.1127*** (-3.9885)
_cons	0.0107*** (157.9061)	-0.1985*** (-8.7099)	-0.1926*** (-8.5630)	0.0155*** (103.3899)	-0.6046*** (-11.2548)	-0.5915*** (-11.0672)

季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、季度交互固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
N	26478	26478	26460 ⁷	26478	26478	26460
Adj_ R ²	0.2855	0.3307	0.3433	0.2302	0.2838	0.2978

注：括号内为经公司层面聚类的稳健t值，* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

既然在长期内政府纾困民营上市公司不能起到改变被纾困方经营绩效的作用, 那么纾困方在此次纾困行动中的收益如何呢? 为了更加直观的说明纾困方的损益情况, 本文根据2020年6月30日、2020年12月31日及2021年6月30日各被纾困公司的股价, 计算纾困方收购被纾困方股权的当前价值(收购股份数 \times 对应日期股价)、纾困收益率((当前价值/纾困当时出资金额)¹/(持续季度)-1)以及绝对收益(当前价值-纾困当时出资金额)。

表 7 纾困损失情况

Panel A 纾困收益率(单位: %)							
变量	观测值	平均值	最小值	中位数	最大值		
截止 2020.6 季度收益率	128 ⁸	-0.008	-0.580	-0.034	0.740		
截止 2020.12 季度收益率	128	-0.009	-0.197	-0.014	0.217		
截止 2021.6 季度收益率	128	-0.006	-0.215	-0.011	0.276		
Panel B 纾困损益情况(单位: 亿元/人民币)							
变量	观测值	平均值	最小值	中位数	最大值	总损失	损失比例
截止 2020.6 的绝对收益	128	-1.29	-183	-0.34	47.7	-254.72	-14.53%
截止 2020.12 的绝对收益	128	-0.99	-144	-0.24	43.5	-126.72	-7.23%
截止 2021.6 的绝对收益	128	-1.26	-201	-0.2	35.8	-161.28	-9.20%
出资金额	128	13.7	0.0002	5.48	767	1753.6	100.00%

截止上述三个时点, 均有超过半数的纾困案例纾困收益小于 0, 且平均收益率均为负。纾困绝对收益呈现显著损失情况。2021 年 6 月 30 日亏损高达 161.28 亿元人民币, 占总投入

⁷ 由于只有一个样本属于住宿和餐饮业, 模型自动删除此样本。

⁸ 130 个被纾困样本公司中, 江泉实业 (600212.SH) 仅为表决权的委托管理与授权经营, 远光软件 (002063.SZ) 则为无偿划转股权, 因此剔除这两个样本, 剩余 128 个样本公司。

金额的 9.2%。我们根据盈利、损失分组，发现纾困盈利样本的标准差较大，个别公司收益率极高，显著提升了总体纾困收益率。若剔除 95 分位数以上的样本(6 个样本)⁹，则三个时点的平均季度收益率分别下降至-57.95%、-19.75%及-21.47%。

2. 分组检验

根据本文提出的理论假设 3，政府纾困民营上市公司对经营绩效的作用会随着信息不对称程度的提高而变差。本文通过本异地纾困和纾困方层级高低两个维度来衡量纾困双方信息不对称对纾困效果的影响。

表 8 展示了基于信息不对称角度的分组回归结果。列(1)、列(2)是根据纾困方与被纾困方是否位于同一省份或直辖市分组回归结果。结果显示，与本地纾困相比，异地纾困的效果更差。接受异地纾困的民营企业相比于未被纾困民营企业，纾困后的平均业绩下降 0.58%。列(3)与列(4)为按照纾困方层级高低进行的分组回归结果。交互项系数表明纾困方层级越高，纾困效果越差。综上，我们认为纾困方与被纾困方之间的信息不对称程度越高，纾困对民营企业经营绩效的作用就越差，纾困方越有可能成为“接盘侠”，这与本文提出的假设 3 相符。

表 8 信息不对称与纾困效果

	ROA	ROA	ROA	ROA
变量名	异地纾困	本地纾困	省级及以上	省级以下
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat × Post</i>	-0.0058*** (-2.7329)	-0.0024 (-1.3788)	-0.0063*** (-2.9264)	-0.0024 (-1.3873)
Size	0.0104*** (9.8806)	0.0105*** (9.6970)	0.0105*** (9.9317)	0.0105*** (9.6819)
Lev	-0.0608*** (-17.0941)	-0.0611*** (-17.0819)	-0.0604*** (-17.1695)	-0.0614*** (-17.0306)
Top10	0.0280*** (4.9665)	0.0244*** (4.3917)	0.0256*** (4.6294)	0.0272*** (4.8050)
Netcash	0.0000*** (10.2727)	0.0000*** (10.4077)	0.0000*** (10.2782)	0.0000*** (10.4000)
Profit	-0.0011**	-0.0011**	-0.0011**	-0.0011**

⁹6 家民企为新宏泰、闻泰科技、天业股份（现为济南高新）、海联讯、顺络电子、强力新材。

	(-2.4039)	(-2.4078)	(-2.3501)	(-2.4309)
Growth	0.0004***	0.0003***	0.0003***	0.0003***
	(4.0750)	(3.3796)	(3.9558)	(3.5626)
Quick	-0.0013***	-0.0013***	-0.0012***	-0.0013***
	(-5.7301)	(-5.8312)	(-5.6466)	(-5.9201)
Pledge	-0.0056*	-0.0068**	-0.0066**	-0.0057**
	(-1.9577)	(-2.3906)	(-2.2984)	(-2.0155)
FA	-0.0312***	-0.0311***	-0.0298***	-0.0325***
	(-6.7204)	(-6.7959)	(-6.4616)	(-7.0497)
IA	-0.0558***	-0.0554***	-0.0569***	-0.0548***
	(-4.6331)	(-4.5851)	(-4.6770)	(-4.5809)
_cons	-0.1989***	-0.1997***	-0.1997***	-0.1999***
	(-8.5844)	(-8.3463)	(-8.5944)	(-8.3785)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25380	25236	25218	25470
Adj_R ²	0.3318	0.3340	0.3322	0.3339

注：括号内为经公司层面聚类的稳健 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

进一步地，本文考察代理问题对纾困效果的影响。分别从纾困双方代理问题和政府代理问题两个角度进行说明。表 9 展示了基于代理问题的分组回归结果。列(1)、列(2)是根据纾困程度进行分组的回归结果。结果表明，低程度纾困效果显著劣于高程度纾困。相比于对照组，接受低程度纾困的民营企业纾困后的平均业绩下降 0.65%。列(3)与列(4)为按照纾困前被纾困方是否具有政企关系进行分组的回归结果。核心解释变量 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数说明当被纾困民营企业具备政企关系时，纾困对业绩的影响更差，与 Faccio et al.(2006)的研究结论一致。综上，我们认为纾困方与被纾困方之间的代理问题越严重，纾困对民营企业经营绩效的作用越差，这与本文提出的假设 3 相符。

表 9 代理问题与纾困效果

变量名	ROA	ROA	ROA	ROA
	低程度纾困	高程度纾困	有政企关系	无政企关系

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0065*** (-3.5763)	-0.0008 (-0.3629)	-0.0047*** (-2.8603)	-0.0030 (-1.1587)
Size	0.0105*** (9.8144)	0.0104*** (9.6754)	0.0107*** (9.8405)	0.0102*** (9.6864)
Lev	-0.0609*** (-17.2380)	-0.0611*** (-16.9540)	-0.0607*** 0.0274***	-0.0611*** 0.0250***
Top10	0.0270*** (4.8313)	0.0246*** (4.3908)	(4.8753) 0.0000***	(4.4775) 0.0000***
Netcash	0.0000*** (10.3619)	0.0000*** (10.3443)	(10.4007) -0.0011**	(10.3009) -0.0010**
Profit	-0.0012** (-2.5388)	-0.0010** (-2.2825)	(-2.5685) 0.0003***	(-2.2006) 0.0003***
Growth	0.0003*** (4.0231)	0.0003*** (3.4230)	(3.9078) -0.0013***	(3.5465) -0.0013***
Quick	-0.0013*** (-5.8096)	-0.0013*** (-5.8235)	(-5.8477) -0.0065**	(-5.7125) -0.0060**
Pledge	-0.0066** (-2.2955)	-0.0054* (-1.9083)	(-2.2907) -0.0317***	(-2.0755) -0.0308***
FA	-0.0307*** (-6.6712)	-0.0315*** (-6.8304)	(-7.0484) -0.0569***	(-6.5300) -0.0544***
IA	-0.0539*** (-4.5205)	-0.0569*** (-4.6734)	(-4.7583) -0.2044***	(-4.4685) -0.1936***
_cons	-0.2001*** (-8.4835)	-0.1980*** (-8.3496)	(-8.5414) -0.0047***	(-8.3367) -0.0030
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19980	19548	25758	24858
<i>Adj_R</i> ²	0.3631	0.3577	0.3320	0.3337

注：括号内为经公司层面聚类的稳健t值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

3. 机制分析

根据上文分析，不同介入程度的纾困会带来完全不同的纾困效果。少量政府背景的股权介入仅缓解了大股东层面的短期现金流危机，而未对公司经营产生任何积极影响。相反，还可能保留了国企经营的“糟粕”，引致企业业绩的恶化。只有实现管理技术的优化、大量资产的注入，乃至整个公司经营方式、产品业务的战略性改革，才可能提升公司整体经营绩效。换言之，至少不会产生负面影响。因此，本文将完成纾困后控制权发生变更视为企业实现全局性改革的标志，若上述机制有效，则产权发生变更的纾困后果将显著优于未发生变更样本。

为了验证以上分析，本文将企业完成纾困后控制权是否变更的虚拟变量与核心解释变量 $Treat_i \times Post_t$ 的交互项放入回归模型。表 10 为加入控制权是否变更的三重差分模型回归结果。无论被解释变量为总资产收益率还是净资产收益，交互项 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数仍在 1% 的水平下显著为负，这与我们的基准回归结果一致。三重交互项 $Treat_i \times Post_t \times Change_i$ 的系数显著为正，意味着纾困后控制权变更，即由民营企业变为国有企业，显著降低了纾困对被纾困企业经营绩效的负向影响。因此，只有当政府纾困触及到根本的企业经营问题，才有可能改善企业经营绩效，或者说，至少不会对企业发展产生负向影响。

表 10 机制分析（介入程度）

变量	ROA		ROE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$	-0.0086*** (-4.3840)	-0.0062*** (-3.4237)	-0.0189*** (-4.1316)	-0.0134*** (-3.1924)
$Treat \times Post$ $\times Change$	0.0070** (2.3798)	0.0048* (1.7579)	0.0146** (2.2852)	0.0110* (1.8677)
Size		0.0104*** (10.0493)		0.0305*** (12.2671)
Lev		-0.0615*** (-17.6090)		-0.1461*** (-14.3560)
Top10		0.0260***		0.0425***

		(4.7500)		(3.6781)
Netcash		0.0066***		0.0135***
		(10.5667)		(10.1860)
Profit		-0.0011**		-0.0006
		(-2.4204)		(-0.5697)
Growth		0.0004***		0.0006***
		(4.1918)		(3.4765)
Quick		-0.0013***		-0.0034***
		(-5.8593)		(-7.5129)
Pledge		-0.0062**		-0.0030
		(-2.1960)		(-0.4714)
FA		-0.0302***		-0.0495***
		(-6.6802)		(-4.2531)
IA		-0.0589***		-0.1197***
		(-4.9205)		(-4.4007)
_cons	0.0107***	-0.1985***	0.0155***	-0.6046***
	(161.0696)	(-8.6607)	(105.0173)	(-11.2727)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	26478	26478	26478	26478
Adj_R ²	0.2858	0.3308	0.2305	0.2840

注：括号内为经公司层面聚类的稳健 t 值，* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

五、 稳健性检验

(一) 平行趋势假定(多时点 DID)

运用双重差分模型检验政策效果的一个关键前提假设是平行趋势假定,即在政策发生前处理组与对照组之间不能存在显著的趋势差异,只有在满足此假定的前提下,双重差分结果才是政策干预的因果效应。本文参照梁超和王素素(2020)及 Sumit et al.(2014)的研究,采用事件史分析方法(event study)进行平行趋势检验,对比纾困前后民营企业股权质押及业绩情况。设定相关模型如下:

$$Y_{it} = \sum_{t=1, t \neq 6}^{18} (d_t \times Treat_i) \beta_t + \alpha + YControls_{it} + \lambda_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \#(2)$$

其中， d_t 是指示函数，当样本所处时期为 t 期时， $d_t = 1$ ，否则 $d_t = 0$ ，选取首次完成纾困前一期——第 6 期作为基准组。交互项 $d_t \times Treat_i$ 的系数 β_t 反应不同时期（年度-季度）被纾困企业相对于未被纾困企业的总体股权质押比率、总资产收益率的变化情况。其余变量与基准回归模型保持一致。若在纾困发生前期，处理组与对照组即被纾困企业与未被纾困企业的质押比例和业绩情况不受纾困影响， β_t 的估计系数为 0，则说明政策前平行趋势成立。本文采用累加系数的方式进行说明。基于模型(2)，被解释变量为总体质押比率的回归结果如图 3(a)所示；被解释变量为总资产收益率的回归结果如图 3(b)所示。可以发现，纾困前 1-6 期，相对于未被纾困企业，纾困并未给被纾困企业的质押比率或业绩情况带来显著影响，证实了纾困前平行趋势的存在。

从动态效应看，接受纾困后，被纾困方相对于未被纾困方，其质押比率和业绩均出现显著下滑现象，且下滑幅度持续增加。截止至第 18 期，即 2021 年上半年，纾困使得被纾困企业相对于未被纾困企业，质押比率累积下降 76.34%；对 ROA 的累计处置效应也达到-6.13%。需要说明的是，第 7 期仅有一家被纾困公司完成纾困，处理组的样本过少，不足以进行有效估计，随后各期，以质押比率作为被解释变量的估计系数均显著为负。相比于质押比率，公司业绩的改变需要较长的时间周期，业绩的处置效应在纾困完成后滞后几期逐渐显现。

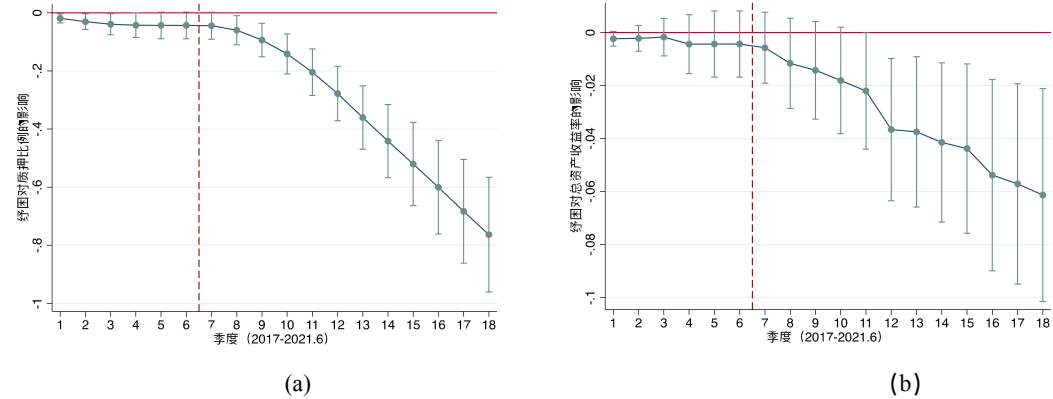


图 3 平行趋势假定（多时点 DID）

（二）PSM-DID

由于被纾困公司与未被纾困民营企业不但在数量上悬差巨大，而且财务特征也有所不同，这些差异及其造成的变量混杂会对本文的处置效应估计产生一定程度的干扰，因此本文采用倾向得分匹配的方法重新构造研究样本进行回归。本文依据被纾困公司公告纾困前一期的财务指标，具体包括公司规模（Size）、总资产负债率（Lev）、前十大股东持股比例（Top10）、

经营性净现金流 (Netcash)、营业利润占比 (Profit)、营业收入增长率 (Growth)、速动比率 (Quick)、固定资产比率 (FA)、无形资产比率 (IA)，为接受纾困的民营企业一比一匹配特征相似但未被纳入纾困对象的民营企业。回归结果如表 11 所示，核心解释变量交互项的估计系数均显著为负，与基准回归的结论一致，说明基准回归模型的稳健性。

表 11 PSM 回归的结果

变量名	Pledge	ROA	ROE
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat × Post</i>	-0.0588*** (-6.2649)	-0.0037** (-2.0696)	-0.0083** (-2.1960)
Size	-0.0133 (-0.6957)	0.0123*** (5.4615)	0.0384*** (6.7009)
Lev	-0.0218 (-0.5021)	-0.0702*** (-9.6359)	-0.1939*** (-7.3514)
Top10	0.2838*** (4.3610)	0.0205 (1.4612)	0.0293 (0.9235)
Netcash	-0.0020 (-0.6239)	0.0069*** (4.3893)	0.0159*** (4.3892)
Profit	-0.0074** (-2.3964)	-0.0011 (-1.1245)	0.0000 (0.0145)
Growth	-0.0002 (-1.4540)	0.0007*** (3.7079)	0.0015*** (3.5736)
Quick	-0.0032 (-0.8573)	-0.0020*** (-3.3414)	-0.0061*** (-5.1513)
FA	0.0016 (0.0272)	-0.0240** (-2.2152)	-0.0685*** (-2.7881)
IA	-0.0489 (-0.3315)	-0.1319*** (-4.2797)	-0.2545*** (-3.3584)

Pledge		-0.0077	-0.0090
		(-0.9820)	(-0.5039)
_cons	0.4109	-0.2317***	-0.7455***
	(0.9273)	(-4.5373)	(-6.0542)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes
N	4554	4554	4554
Adj_R ²	0.8245	0.3018	0.3064

注：括号内为经公司层面聚类的稳健 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

(三) 更换样本

尽管基准回归中已经囊括了一系列公司层面的控制变量和多个固定效应，但是对照组与控制组的异质性仍不能完全消除。由于此轮纾困的核心目标之一是缓解民营企业股权质押风险，因此股权质押比率较低的公司可能并不具备可比性；另外，纾困基金的去向也具备一定的行业趋向性，强调扶持新经济行业及传统制造业。考虑到上述因素均会影响到纾困对于公司质押比率及业绩的估计效应，本文替换 DID 模型的样本进行重新估计，分别选择如下样本：（1）纾困前一期公司总体质押比率大于全样本第 25 个百分位数的样本；（2）纾困前一期¹⁰公司总体质押比率大于全样本中位数的样本；（3）属于制造业或信息传输、软件和信息技术服务业¹¹的样本。模型估计结果如表 12 所示。每一列交互项的估计系数均显著为负，说明基准模型对于样本选择偏差是稳健的。

表 12 更换样本回归结果¹²

变量	(1)		(2)		(3)	
	Pledge	ROA	Pledge	ROA	Pledge	ROA
<i>Treat × Post</i>	-0.0643***	-0.0039***	-0.0588***	-0.0037**	-0.0672***	-0.0031**
	(-7.6362)	(-2.6765)	(-6.4408)	(-2.3791)	(-7.2691)	(-1.9877)
Size	-0.0182**	0.0104***	-0.0211**	0.0115***	-0.0084	0.0098***
	(-2.33T12)	(9.3158)	(-2.3836)	(9.6860)	(-1.0367)	(7.6799)
Lev	0.0662***	-0.0651***	0.0682***	-0.0688***	0.0707***	-0.0598***

¹⁰ 以 2018 年第三季度为纾困开始期，纾困前一期指 2018 年第 2 季度

¹¹ 重要传统行业与新兴产业代表

¹² ROE 作为被解释变量的结果与 ROA 一致

	(3.1916)	(-16.9317)	(2.9335)	(-15.9249)	(3.2564)	(-14.4822)
Top10	0.3054***	0.0217***	0.3167***	0.0278***	0.3524***	0.0235***
	(7.9846)	(3.4709)	(7.1899)	(4.2333)	(8.5574)	(3.7641)
Netcash	-0.0044**	0.0066***	-0.0055**	0.0062***	-0.0042**	0.0081***
	(-2.3325)	(9.1389)	(-2.5750)	(8.1461)	(-2.0941)	(9.0003)
Profit	-0.0040**	-0.0015***	-0.0044**	-0.0018***	-0.0029	-0.0015***
	(-2.2852)	(-3.0404)	(-2.1100)	(-3.0420)	(-1.5647)	(-3.0568)
Growth	-0.0001*	0.0004***	-0.0002	0.0004***	-0.0001	0.0004***
	(-1.7274)	(3.8863)	(-1.5961)	(3.3584)	(-1.2252)	(4.2426)
Quick	-0.0001	-0.0014***	-0.0003	-0.0013***	0.0029*	-0.0014***
	(-0.0413)	(-5.2900)	(-0.1816)	(-4.3790)	(1.7632)	(-5.5913)
FA	0.0340	-0.0300***	0.0457	-0.0307***	-0.0008	-0.0347***
	(1.0593)	(-5.8740)	(1.2449)	(-5.4618)	(-0.0265)	(-6.6099)
IA	-0.0399	-0.0616***	-0.0494	-0.0505***	-0.0029	-0.0594***
	(-0.4727)	(-4.7037)	(-0.4594)	(-3.4648)	(-0.0332)	(-3.7962)
Pledge		-0.0049		-0.0060*		-0.0064*
		(-1.6332)		(-1.8073)		(-1.9459)
_cons	0.4457**	-0.1939***	0.5463***	-0.2214***	0.1474	-0.1809***
	(2.4665)	(-7.7800)	(2.6568)	(-8.4543)	(0.7864)	(-6.3254)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21492	21492	15894	15894	20898	20898
Adj_R ²	0.7887	0.3151	0.7365	0.3114	0.8300	0.3446

注：括号内为经公司层面聚类的稳健 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

(四) 安慰剂检验

接下来，为了进一步缓解处理组及其纾困时间的选择所带来的异质性问题，本文参考 Cai et al.(2016)和 Guanchun Liu et al.(2021)的做法，并在其基础上改进，进行安慰剂检验。通过随机分配处理组及其纾困完成时间，我们构建错误的交互 $F_Treat \times F_Post$ ，作为原交互项的替代变量纳入基准回归模型。理论上，错误交互项的随机性确保其不会对公司总体质

押比率或公司业绩产生影响，即交互项系数的估计系数为 0；反言之，若交互项的估计系数在统计上拒绝了为 0 的原假设，则意味着不符合 DID 模型的设定。我们对上述过程进行 1000 次的随机模拟，以排除特殊样本的干扰。图 4(a)、(b)分别展示了质押比率及总资产收益率作为被解释变量时，错误交互项的估计系数分布及其对应的 P 值。基准模型的真实估计系数 -0.0708、-0.0042 均在分布之外，错误交互项估计系数的均值分别为-.0000907、-.0002529，趋近于 0，且大部分 P 值均大于 0.1。上述结果说明基准回归的有效性及 DID 模型设定的可行性。

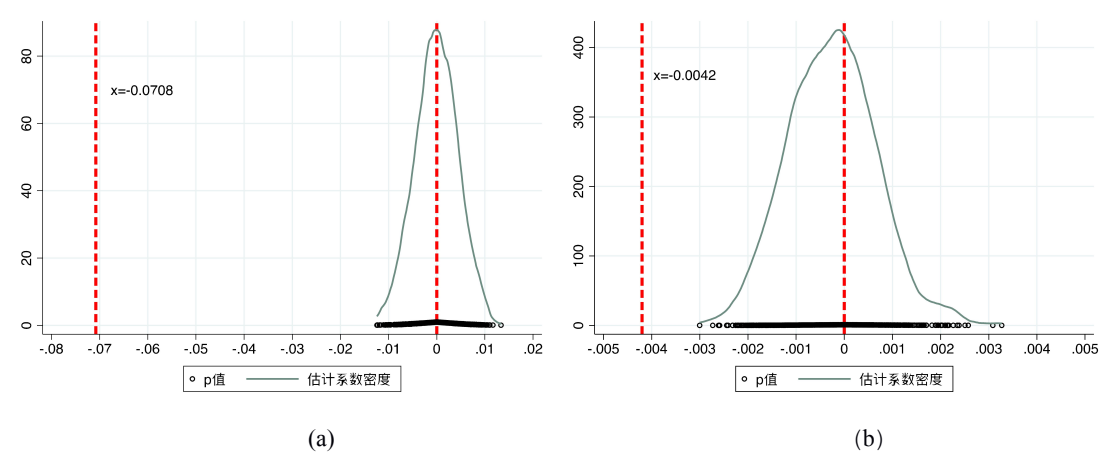


图 4 安慰剂检验

六、 结论及政策启示

自 2018 年下半年，为了缓解上市民营企业大股东的股权质押风险暨流动性危机，助力民营企业健康运营、持续发展，各级政府纷纷响应、建立纾困基金、投入到救助民企的浪潮中。地方政府纾困行动如火如荼的进行，纾困效果究竟如何？是否实现了稳定市场、防止风险传染的政策目标？地方政府纾困又是否影响企业业绩？影响机制是怎样的？不同的纾困方式是否会导致异质性的纾困效果？这些问题意义重大但尚未被解决。为了回答以上问题，本文以 2017—2021 年上半年沪深 A 股民营上市公司为样本，关注被纾困企业与未被纾困企业的差异性表现，从不同主体、不同角度阐明不同情况下的纾困效果。主要研究结论如下：

第一，从被纾困方的角度来看，民营企业接受政府纾困呈现出明显市场利好反应，有效地规避了股价下跌至预警线和平仓线所引发的股票质押风险。从质押数量来看，国资输入流动性显著降低了公司质押比率，从根本上减缓了风险程度。第二，从纾困方的角度来看，平均纾困收益率为负，目前纾困仍处于亏损状态，地方政府纾困仍有进一步改进和提升的空间。第三，长期而言，接受纾困并不能提高公司的业绩表现。并且，纾困双方的信息不对称程度越高，代理问题越严重，纾困对公司业绩的影响越差。从机制渠道上来看，当公司控制权发

生变更，即较高等度的政府介入可能引致公司弃原先之糟粕，取过去之精华，目前看来，纾困至少不会给企业带来负向影响。以上实证结果表明地方政府纾困民营企业基本实现了缓解股权质押风险的政策目标，但是并不能改善公司业绩，信息不对称和代理问题突出，纾困方式仍有很大的改进空间。

本文的研究具有如下启示意义：

第一，坚持和完善社会主义基本经济制度，全面建设社会主义现代化国家，需要处理好政府与市场的关系。党的十九届六中全会通过《决议》提出要使市场在资源配置中起决定性作用，更好发挥政府作用。协调使用“看得见的手”与“看不见的手”，促进经济持续稳定发展。本文研究发现在特殊时期政府主导的救助行为能够有效地稳定市场情绪，避免风险传染，守住不发生系统性风险的底线。因此，有为政府可以在一定程度上纠正市场的无效性，帮助市场更加有效的发挥决定性作用。

第二，民营企业作为推动我国经济社会发展的重要力量，国家积极推出各项帮扶政策助其健康、持续的发展。但本文研究发现，政府纾困并不能起到改善上市民营企业业绩的作用。因此，民营企业不应存有政府接底的侥幸心理，将某次资金援助视为救命稻草；应当坚持独立发展、加强技术创新、不断提高自身竞争力，在国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局中发挥强有力的作用。

第三，目前而言，纾困方仍处于亏损状态，政府纾困过程中存在显著的信息不对称问题，纾困安排仍存在改进空间。根据本文的研究结论，异地纾困因地理距离导致的天然壁垒会增强双方的信息不对称程度，为了获取更好的纾困效果，后续纾困应当着重帮扶区域内重点企业，避免远距离哄抢纾困标的的现象。前期的尽职调查尽可能全面，科学建立筛选机制，使纾困资金有的放矢，防止被纾困企业传导风险，以促进金融稳定目标的实现。

第四，针对于纾困过程中产生的代理问题，本文的实证结果发现，较高等度的纾困相比于少量的资金援助，意味着经营的介入、资产的注入、公司治理结构的调整，其效果更好。因此，国资纾困民营企业时，应尽可能有意识的降低纾困双方及政府代理问题，对本身经营状况不佳，但在原股东地位不变的前提下谋求纾困资金的企业应当进行审慎判断，严防纾困寻租行为。纾困方应当擦亮双眼，才能在帮助民企走出困境的同时，获得纾困收益，实现纾困双赢。

参考文献

- [1] 陈抗、Arye L. Hillman、顾清扬, 2002:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》第2期。
- [2] 程棵、魏先华、杨海珍、杨晓光, 2012:《金融危机对金融机构的冲击及政府救助分析》,《管理科学学报》第3期。
- [3] 姜广省、李维安, 2016:《政府干预是如何影响企业对外直接投资的?——基于制度理论视角的研究》,《财经研究》第3期。
- [4] 侯青川、靳庆鲁、陈明端, 2015:《经济发展、政府偏袒与公司发展——基于政府代理问题与公司代理问题的分析》,《经济研究》第1期。
- [5] 黄志忠、韩湘云, 2014:《大股东股权质押、资金侵占与盈余管理》,《当代会计评论》第2期。
- [6] 郭敏、黄奕炫、李金培, 2019:《金融风险、政府救助与主权信用风险》,《金融论坛》第5期。
- [7] 柯树林、鲍子旋、叶陈刚, 2020:《纾困基金对民营企业控制权影响研究——以天风证券2号资管计划纾困喜临门为例》,《会计之友》第22期。
- [8] 李志生、金陵、张知宸, 2019:《危机时期政府直接干预与尾部系统风险——来自2015年股灾期间“国家队”持股的证据》,《经济研究》第4期。
- [9] 李常青、李宇坤、李茂良, 2018:《控股股东股权质押与企业创新投入》,《金融研究》第7期。
- [10] 李常青、幸伟, 2017:《控股股东股权质押与上市公司信息披露》,《统计研究》第12期。
- [11] 毛捷、管星华, 2021:《地方政府纾困、融资成本与企业业绩分化》,《经济与管理评论》第5期。
- [12] 潘红波、余明桂, 2011:《支持之手、掠夺之手与异地并购》,《经济研究》第9期。
- [13] 辛静, 2019:《深市民营企业纾困方式梳理及纾困效果分析》,《证券市场导报》第10期。
- [14] 田利辉, 2005:《国有股权对上市公司绩效影响的U型曲线和政府股东两手论》,《经济研究》第10期。
- [15] 王甄、胡军, 2016:《控制权转让、产权性质与公司绩效》,《经济研究》第4期。
- [16] 谢德仁、郑登津、崔宸瑜, 2016:《控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗》,《管理世界》第5期。

- [17] 杨兴全、尹兴强, 2018: 《国企混改如何影响公司现金持有? 》, 《管理世界》第 11 期。
- [18] 周开国、闫润宇、杨海生, 2018: 《供给侧结构性改革背景下企业的退出与进入: 政府和市场的作用》, 《经济研究》第 11 期。
- [19] 张晓晶、李成、李育, 2018: 《扭曲、赶超与可持续增长——对政府与市场关系的重新审视》, 《经济研究》第 1 期。
- [20] 张纯、高吟, 2010: 《多元化经营与企业经营业绩——基于代理问题的分析》, 《会计研究》第 9 期。
- [21] Benjamin, M. Blau, Tyler, J. Brough, Diana, W. Thomas, 2013, “Corporate lobbying, political connections, and the bailout of banks”, *Journal of Banking & Finance*, 37, PP3007–3017.
- [22] Corsetti, G., Pesenti, P., and Roubini, N., 1999, “Paper tigers? A model of the Asian crisis”, *European Economic Review*, 43, PP1211-1236.
- [23] Drechsler, I., Drechsel, T., Marques-Ibanez, D., and Schnabl, a. p., 2016, “who Borrows from the lender of last Resort?”, *The Journal of Finance*, 71(5), PP1933-1974.
- [24] Faccio, M., Masulis R. W., and Mcconnell, J. J., 2006, “Political connections and corporate bailouts”, *The Journal of Finance*, 61(6), PP2597-2635.
- [25] Jeff Madura, Alan L. Tucker, and Emilio R. Zarruk, 1993, “Market reaction to the thrift bailout”, *Journal of Banking and Finance*, 17(1993), PP591-608.
- [26] Joseph P.H. Fan, T.J. Wong, Tianyu Zhang, 2007, “Politically connected CEOs, corporate governance, and Post-IPO performance of China’s newly partially privatized firms”, *Journal of Financial Economics*, 84 (2007), PP330–357.
- [27] Guanchun Liu, Yuanyuan Liu, Chengsi Zhang, and Yueteng Zhu, 2019, “Social insurance law and corporate financing decisions in China”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 190(2021), PP816-837.
- [28] Lihui Tian, and Saul Estrin, 2008, “Retained state shareholding in Chinese PLCs: Does government ownership always reduce corporate value?”, *Journal of Comparative Economics*, 36(1), PP74-89.
- [29] Michael, R. K., 2009, “Time to Buy or Just Buying Time? The Market Reaction to Bank Rescue Packages”, BIS Working Paper, No.288, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1481578> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1481578>.

- [30] Mundaca, B. Gabriela, 2002, "Moral Hazard Effects of Bailing out under Asymmetric Information", CESifo Working Paper, No.789, Center for Economic Studies and ifo Institute (CESifo), Munich.
- [31] Shleifer, A, and Vishny, R. W., 1998, "The grabbing hand" *American Economic Review*, 87(2), PP354-358.
- [32] Shleifer, A, and Vishny, R. W., 1994, "Politicians and Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 109, PP995-1025.
- [33] Sjostrom, W. K., 2009, "The ALG Bailout", *Washington and Lee Law Review*, 66, PP943-2009.
- [34] Sarah Ahmed, 2019, "Bailout And Firm Performance: An Evidence From Industrial Sector Of Pakistan", *International Journal of Economics & Finance Research & Applications*, 3(1), PP42-55.
- [35] Sprague, I.H, 2000, "Bailout: An insider's Account of Bank Failures and Rescues", Washington DC: Beard Books.
- [36] Se-Jik Kim, 2004, "Bailout and conglomeration", *Journal of Financial Economics*, 71(2), PP315-347.
- [37] Y.K., Che, C. Choe, and K. Rhee, "Bailout Stigma", Available at SSRN 3208238, 2018-papers.ssrn.com.
- [38] Zhang Jiang, Kenneth A. Kim, and Hao Zhang, 2014, "The effects of corporate bailout on firm performance: International evidence", *Journal of Banking & Finance*, 43, PP78-96.

Government Bailout of Private listed Companies: "Rescue" or " Left Holding the Bag"?

Abstract: In 2018, a large number of private enterprises fell into a liquidity crisis for the influence of a deleveraging policy. Based on this reality, the national government called on local governments to establish rescue funds to bail out these companies. Based on the quasi-natural experiment of local governments' actions in response to the national call, this paper takes 130 samples of private listed companies bailed out by government equity as treated examples. Using DID and other methods to test the economic consequences of government bailout, this research finds that: (1) In the short term, the government bailout has played a role in stabilizing the market. Specifically, the market has a significant positively reaction after the announcement of the private listed companies, and the equity pledge risk of the bailed party has been alleviated. (2) However, in the long run, government bailout does not improve the operating performance of these rescued companies, which is reflected in the worse profitability after the completion of the bailout. (3) In addition, the higher the information asymmetry and the more serious the agency problem, the worse the long-term bailout effect of the government on the listed companies. In other words, the rescue party is more likely to be left holding the bag. This article provides an empirical evidence for the government to maintain the stable development of the financial market, and it also provides a guiding policy reference for the subsequent regulation of the government's rescue behaviors.

Keywords: The bail-out fund, Government Bailout, Market Stability