

存在退市风险公司的救助困境与资本市场的“预算软约束”

郑志刚

(中国人民大学财政金融学院 中国财政金融政策研究中心)

牟天琦

(中国人民大学财政金融学院)

黄继承*

(中国人民大学财政金融学院 中国财政金融政策研究中心)

内容提要：本文以中国*ST 公司为样本，考察政府补助与大股东支撑行为出现“预算软约束”现象的影响因素和经济后果。研究发现，国有*ST 公司戴帽期间获得政府补助和大股东救助显著高于非国有企业，这种差别化待遇随所属政府层级降低、补助约束性质变弱而愈发明显。伴随预算约束软化的救助行为，国有企业绩效改善时效显著低于对照的非国有企业，且再次戴帽风险更高，绩效恶化速度更快。上述救助困境构成中国资本市场存在预算软约束的典型证据。本文为中国资本市场强调竞争中性原则的重要性提供了直接证据，并为如何消除壳资源现象和提高资金配置效率带来丰富的政策含义。

关键词：预算软约束 支撑行为 退市风险警示 竞争中性

* 郑志刚、黄继承：中国人民大学财政金融学院 中国财政金融政策研究中心；牟天琦（通讯作者）：中国人民大学财政金融学院 北京市海淀区中关村大街 59 号 100872 电子信箱：zhengzhigang@ruc.edu.cn（郑志刚）；tianqi.mou@ruc.edu.cn（牟天琦）；hjc@ruc.edu.cn（黄继承）。
作者感谢国家自然科学基金面上项目（71472177）的资助，感谢两位匿名审稿人的建设性意见和建议。当然，文责自负。

一 引言

Kornai (1980) 观察到在前社会主义国家匈牙利, 政府从“国家父爱主义”出发, 鼓励银行持续救助入不敷出的国有企业, 或延长债务到期期限, 或允许举新债来还旧债。遵从 Kornai (1980) 以来形成的学术逻辑和研究传统, 大量围绕预算软约束 (soft budget constraint, SBC) 的学术研究与银行贷款下的救助行为有关 (Li, 1992; Kang 和 Stulz, 2000; Lin 等, 2003; 林毅夫和李志赟, 2004; 林毅夫等, 2004; 田利辉, 2005; 龚强和徐朝阳, 2008)。上述文献共同表明, 与政府关系密切的企业更容易引发银行贷款下的预算软约束问题。

与此同时, 在资本市场上, 控股股东也会用自有资金帮助陷入财务困境的子公司渡过难关, 从而使其他外部分散股东从中获益。上述行为在公司治理文献中被称为是与隧道挖掘行为 (tunneling) 反向的支撑行为 (propping)。控股股东之所以愿意支撑陷入财务困境的子公司, 是预期今天用于支撑控股公司渡过难关的成本将在未来通过隧道挖掘等控制权私人收益谋取行为得到补偿 (Friedman 等, 2003; Riyanto 和 Toolsema, 2008; 郑志刚等, 2014)。

我们观察到在中国资本市场上, 国有上市公司股票被实施风险警示 (ST)^①时, 同样会获得来自国资控股集团公司, 甚至其背后国有资本 (以下简称国资) 力量的支撑。但与资本市场典型的支撑行为相比, 国资控股集团公司的救助行为并非出于获取控制权私人收益的自利动机, 甚至呈不计成本的特点, 而上市公司获得支撑救助后甚至“越救越亏”。例如, 由国务院国有资产监督管理委员会 (以下简称国资委) 实际控制的东方航空于 2008 年因资不抵债被实施 ST, 同年亏损 139 亿元, 政府于 2009 年通过其控股股东东航集团以财政补贴及定向增发的方式向上市公司注资 82.8 亿元, 公司于 2010 年成功撤销 ST。摘帽成功后, 东方航空几乎完全依靠巨额补贴维持业绩, 被媒体形象地称为“补贴王”^②。

上述类似案例屡见不鲜, 政府原本希望帮助 *ST 公司“放下包袱、轻装上阵”, 最后反而使上市公司丧失自救能力。江苏国资委旗下最大的国有造船企业舜天船舶自上市以来盈利能力连年下滑, 逐渐陷入财务困境, 政府通过每年超 2400 万元的大额补助扶持该公司。但因连续两年亏损, 公司于 2015 年被实施退市风险警示 (*ST)^③。在 3 次资产流拍、濒临退市

^① ST 是风险警示 (2012 年前为特别处理) 英文 Special Treatment 的简写。按照上市公司风险警示等级, 中国风险警示 (ST) 被分为两类: 一类为其他风险警示 (ST), 一类为退市风险警示 (*ST)。

^② 东方航空在 2010 年撤销 ST 后, 从 2011 至 2016 年上半年为止, 获得政府补助占当年净利润的比重分别为 21.7%、50.1%、99.7%、106.1%、91.0% 及 73.1%。参见“A 股十大‘软饭王’: 国企占 7 家, 东方航空享政府 23 亿补贴”, 《投资快报》, 2014 年 04 月 22 日; “政府补助成企业‘大补丹’, 东航 24 亿成补贴王”, 《证券日报》, 2016 年 10 月 20 日。

^③ 参见“舜天船舶变身记: 一家问题重重的国有船厂如何上演退市大逃亡?”, 《21 世纪经济报道》, 2016 年 05 月 02 日。

边缘的情况下，公司于 2016 年推出重大资产重组计划，增发 23 亿股用于收购同属江苏国资委的国信集团旗下 210.13 亿元资产，并募集配套资金 66 亿元。最终江苏省国资委通过“内部借壳”让*ST 舜船重获新生。

我们注意到，非国有*ST 公司的控股股东更倾向于卖壳，鲜有不计代价救助的支撑行为发生。容易理解，非国有控股股东由于动用急救资金的能力有限，往往心有余而力不足；更重要的是，不计成本的救助行为本身并不符合控股股东盈利动机明确的理性。因而，上述针对*ST 公司的支撑行为更多与国有控股股东相关，其背后一定程度反映了国家向国有企业提供隐性担保和无限连带责任。由于政府隐性担保和国资支撑行为的存在，一方面，本应退市的上市公司得以存续，成为乏善可陈的壳资源；另一方面，国有企业预期将不断获救，缺乏革新图强的动力和压力，肌体自身免疫能力不断下降，最终患上重度“救济依赖症”。政府和国资的不断“输血”导致原本稀缺的资金使用效率低下，使资本市场应有的资源配置功能无法有效发挥，对国有*ST 公司的救助由此陷入一种困境。

以 2005-2016 年中国*ST 公司为样本，本研究发现，国有控股集团公司及其背后的政府支撑与救助已成为国有*ST 公司减亏甚至盈利的重要手段，即使 2012 年风险警示相关政策从严，国有企业预算约束软化的特征并没有发生根本改变。伴随预算约束软化的救助行为，国有*ST 公司长期绩效改善时效显著低于对照的非国有企业，再次被戴帽的概率更高，绩效恶化的速度也更快。本研究由此表明，获得更多政府直接补助与间接支持的国有*ST 公司面临更严重的预算软约束问题。未来围绕国有企业的预算软约束问题，我们不仅需要硬化银行贷款下的预算约束，而且需要在资本市场中避免对*ST 公司以直接或间接方式无休止地救助，解决上市公司“停而不退”的难题。

本文对预算软约束和支撑行为相关文献的贡献体现在以下几方面。首先，研究表明，国资救助国有*ST 公司一定程度上构成了发生在资本市场中的预算软约束问题。传统意义上的预算软约束问题更多围绕债务融资展开，包括对低效率项目的追加贷款（Dewatripont 和 Maskin, 1995; Schmidt, 1996; 龚强和徐朝阳, 2008）、债务融资的杠杆治理失效（Kang 和 Stulz, 2000; 田利辉, 2005）、利息支出占债务比重异常情况（Lin 等, 2003; 林毅夫等, 2004; 盛明泉等, 2012）等。除了考察银行贷款援助企业，部分学者也讨论了政府以财政补贴、税收优惠等方式直接救助亏损企业（Faccio 等, 2006; 潘越等, 2009; 郭剑花和杜兴强, 2011; 张天舒等, 2014）。政府出于稳定就业和保持物价等考虑，会对履行政策目标致使经营效率较低的国有企业进行财政补贴，而国有银行出于对政府隐性信用“背书”的信任，也会在政府支持下与国有企业签署再融资决策，由此导致预算软约束（Li, 1992; Dewatripont 和

Maskin, 1995; Maskin, 1999; 田利辉, 2005; 龚强和徐朝阳, 2008)。在中国资本市场中, 政府作为政府补助资金的提供方和实施主体, 更倾向援助关系紧密的国有企业, 竭力保壳, 避免其退市 (Faccio 等, 2006; 潘越等, 2009; 张天舒等, 2014)。除政府补助, 控股股东的支撑救助行为也与政府财政背书相联系, 十分类似于政府纵容国有银行对陷入财务困境的国有企业的预算软约束。国有企业经理人对政府和控股股东的援助产生理性预期, 进一步加剧道德风险倾向 (Anderson 等, 2000; Kornai 等, 2003; 李涛, 2005; 龚强和徐朝阳, 2008)。我们发现, *ST 公司在预算约束软化预期下消极不作为, 救助后绩效并未实现预期的改善。本研究由此使预算软约束问题从银行贷款期限的延缓拓展到资本市场对*ST 公司的救助行为, 是预算软约束相关文献的重要补充和扩展, 丰富了学术和实务界对预算软约束实现形式和相关后果的认识。

第二, 与以往文献鼓励大股东救助陷入财务困境的控股子公司的支撑行为不同, 本研究表明, 国资支撑行为往往导致资金使用效率低下, 这种退化为预算软约束的支撑行为并不应得到提倡和鼓励。以往研究表明, 处于金字塔塔尖的实际控制人对陷入财务困境的控股子公司的支撑和救助, 客观上有助于预防金融风险扩散, 经救助的子公司反过来有实力救助可能同样陷入财务困境的孙公司, 从而形成对社会有益的支撑效应 (Friedman 等, 2003; Riyanto 和 Toolsema, 2008)。然而本研究发现, 控股集团公司的支撑行为已超出经济利益的考量范围, 具有预算软约束特征。事实上, 政府将自身社会性目标内部化到控制的上市公司中, 扶持国有企业是出于保证未来社会性目标的实现, 而非从市场化角度出发获取经济收益 (章卫东等, 2012)。本文由此提供了从其他非经济利益目标出发扭曲支撑行为的证据, 是以往围绕支撑行为研究的重要补充和扩展。

本研究同时表明, 一方面, 国资控股股东扭曲的支撑行为不仅没有帮助*ST 公司真正摆脱财务困境, 反而致其患上救济依赖症。另一方面, 那些绩效对政府支持敏感度更高的非国有企业往往难以争取到同样的资源与待遇, 导致市场资源错配。本文从资本市场如何救助国有*ST 公司这一新视角表明, 在中国资本市场制度建设中强调竞争中性原则对国资与民资一视同仁的重要性。

第三, 在政策含义上, 本文一定意义上完成了*ST 公司救济现状评估, 揭示壳资源现象背后深层次的制度原因。长期以来, 公司上市需求旺盛, 审核制市场准入制度意味着上市门槛较高, 壳资源成为中国资本市场十分独特的现象 (蔡春等, 2012; 张天舒等, 2014)。而扭曲的支撑行为进一步助长壳资源价值虚高, 反过来强化壳资源现象的长期存在。为减缓甚至消除壳资源现象, 中国资本市场目前除从上市制度的审核制逐步改为注册制, 同时加严退

市制度以外，还需阻断控股集团公司对*ST公司不合理甚至扭曲的救助，双管齐下才能真正实现标本兼治的目的。因而本研究对如何消除中国资本市场的壳资源现象，以及提高资本市场资金配置效率具有现实的政策含义。

本文余下内容安排为：第二部分在制度背景介绍与文献回顾基础上提出假设；第三部分介绍样本选择和研究设计；第四部分通过对比国有和非国有*ST公司获得救助程度的差异，揭示控股股东及背后政府的救助如何演变为资本市场特殊的预算软约束行为；第五部分评估救助*ST公司的经济后果，对比国有与非国有*ST公司在被不同救助途径摘帽后长期绩效的变化，同时考察股票多次被*ST的特殊样本，刻画和分析扭曲救助下国有*ST公司的救济依赖症；最后是本文结论。

二 制度背景和假设发展

（一）上市公司风险警示制度的形成和运行

2003年沪深两市先后发布《关于对存在股票终止上市风险的公司加强退市风险警示等问题的通知》，将初衷为抑制对“财务状况异常”公司过度投机的预警扩展到“退市风险警示”的特别处理制度，从制度上保证投资者能够及时掌握公司股票可能的退市风险状态。上述通知出台标志着中国正式将上市公司退市与退市风险警示直接挂钩。2004年修订的《上海证券交易所股票上市规则》与《深圳证券交易所股票上市规则》（以下简称《股票上市规则》）根据风险警示等级，将特别处理划分为其他特别处理和退市风险警示。其中，其他特别处理表示该ST公司财务状况存在异常（如净资产为负等），或处于经营无法正常运作的不利情形中（如受自然灾害等严重影响）。而*ST公司主要是因财务状况极度恶劣（如连续两年亏损），或是因重大负面事件（如公司可能被解散或宣告破产等）导致公司经营难以维持。相比因不合规操作存在经营风险的ST公司，*ST公司必须于最近1个年度扭亏为盈才能撤销退市风险警示（以下简称撤销*ST或摘帽），否则会被暂停上市；若暂停上市后次年依旧亏损，交易所将终止其股票上市。

在2012年修订的《股票上市规则》《上海证券交易所交易规则》及《深圳证券交易所交易规则》中，交易所进一步将原来的特别处理制度升级为风险警示制度。上市公司因最近1个会计年度“净资产为负”或“被出具无法表示意见或否定意见”在以往仅被予以“其他特别处

理”(ST),在新政策中将被实施“退市风险警示”(*ST),从而提高了原风险警示级别。此外,《股票上市规则》要求被暂停上市的公司满足扣除非经常性损益(以下简称扣非)前后净利润均为正等财务硬性要求,才可提出恢复上市的申请。新推行的退市制度将有助于进一步建立更严格且相对完整顺畅的市场化退市机制。

从研究目的出发,本文重点关注如果公司财务状况恶化局面无法缓解,将面临退市的被实施退市风险警示(以下简称被实施*ST或戴帽)的*ST公司。

(二) 文献回顾与假设发展

最初 Kornai (1980) 提出的预算软约束指在政府干预下,国有银行无法强制负债累累的国有企业破产清算,而是进一步注入资金以新债还旧债,导致原本债务合约下债权的硬约束软化。相关文献从不同角度剖析预算软约束现象背后的原因。最早的主流解释从时间不一致性(time inconsistency)视角出发,相关文献通过建立动态承诺机制模型发现,政府为获得事后收益会对事先无利可图的低效率项目持续投资,这来源于政府与企业管理者对项目质量信息不对称导致时间不一致问题,内生于特定的体制(Schaffer, 1989; Dewatripont 和 Maskin, 1995)。另一种主流解释从国有企业(以下简称国企)承担各种政府职能的视角出发(Kornai, 1980),即使政府官员不存在腐败行为,只要国有企业的财务损失不超过人力资本损失,政府出于实现社会稳定目标的考虑往往难以终止国有企业(Li, 1992; Schmidt, 1996; 田利辉, 2005)。

从预算软约束的逻辑内涵和精神实质出发,我们发现在中国资本市场,国有企业仍可依靠国家父爱主义享受不平等待遇。自2004年中国正式启动*ST制度以来,截至2017年12月,国有*ST公司14家退市,占国有*ST公司4.6%;非国有*ST公司25家退市,占非国有*ST公司10.3%。国有企业更易免于退市。

存在退市威胁的*ST公司都会想方设法保壳,而政策性补助金额大、输血见效快,是最理想的救命稻草。以往研究表明,当企业陷入财务困境边缘或置身于差强人意制度环境时,政治关联更强的企业更易获得政府直接救助(Faccio等,2006;唐清泉和罗党论,2007;潘越等,2009;余明桂等,2010;郭剑花和杜兴强,2011)。国有企业不仅拥有“共和国长子”的身份以及和政府天然的政治关联纽带;同时还承担大量政策性负担,帮助缺乏自主研发能力的政府实现产业技术先进性等政策目标,因而先天具备与政府的讨价还价能力(Lin等,2003;林毅夫和李志赅,2004;林毅夫等,2004;龚强和徐朝阳,2008)。政府在与国有企业的契约关系中同时扮演管理者、所有者与监督者等多重角色,因而在追求经济效率与实现政治目

标的平衡中,政府更倾向于放松国有企业商业承诺的要求;而在与非国有企业的契约关系中,政府主要扮演监督者,更关注公司经济效率,家长式行为的动机便不复存在(Shleifer 和 Vishny, 1994; Roland, 2000)。

*ST 公司获政府补助的原因不尽相同。部分*ST 公司因受金融危机、自然灾害或新政策出台等外生突发性冲击导致资金链断裂,原本正常的经营活动无法继续运作。对这类未完全丧失经营能力的*ST 公司,政府补助往往对症下药,帮助*ST 公司推动现有业务发展,并监督补助后资金的执行情况。相对而言,那些没有明确规定资金发放与使用要求的政府补助对*ST 公司约束更低,其救助功能缺乏针对性与目的性,形式上是救急手段,因而能否获得此类补助更易受产权性质和政治关联的影响(潘越等, 2009; 孔东民等, 2013; 步丹璐和王晓艳, 2014)。

随着中国上市规则与相关会计法规变得严苛缜密,*ST 公司通过政府补助等非经营改善类救助手段摘帽的通道变得狭窄。但实际上*ST 公司依旧能获得控股股东支撑,“制造”满足监管要求的业绩指标。支撑行为通常指控股股东以自有资金注入陷入财务困境的子公司,帮助其渡过难关,免遭退市。当公司经营状况良好时,控股股东除享有与自身权益匹配的合规利润份额外,还可以关联交易等方式隧道挖掘上市公司,谋取控制权私人收益(Johnson 等, 2000; Friedman 等, 2003; 李增泉等, 2005; Liu 等, 2006);而当上市公司陷入财务困境时,控股股东从未来谋取控制权私人收益的动机出发,倾向于支持上市公司渡过难关(Friedman 等, 2003; Riyanto 和 Toolsema, 2008)。

具体到中国资本市场的制度背景,国有控股股东救助*ST 公司并非完全出于上述经济动机。在国资救助决策中,非经济效益因素比经济效益因素处于更突出地位,正如 Shleifer 和 Vishny (1986) 观察发现,国资委通过并购等方式支持持续亏损的子公司。同样处于预算软约束下的国有控股集团,不仅自身控制着大量资源,同时还能在政府与银行帮助下调动更多资源,因而无需担心救助成本(刘峰等, 2004; 张光荣和曾勇, 2006)。而国资控股股东一旦丧失*ST 公司的控制权,往往也失去政府和银行对其扶持的重要借口,甚至因此被迫一次性偿付原本可无限推迟的救助成本(Liu 等, 2006)。因而与非国有企业的控股股东相比,国有控股股东更有能力和意愿救助其控股的*ST 公司(章卫东等, 2012)。

与此同时,各级政府在资本市场的动机和行为也不尽相同:相较中央政府,地方政府政绩建设更依靠辖区内企业发展,其中上市公司拥有更高的经济效率与资源吸引力,因而地方政府保壳动机更强(夏立军和方轶强, 2005; 谭燕等, 2011; 张天舒等, 2014)。政府为实现非经济效益会要求国资对*ST 公司进行消极救助(Tian, 2001; Liu 等, 2006)。由此控股

股东与所属地方政府存在同样动机和能力支持上市公司的存续（李增泉等，2004）。基于以上讨论，我们提出本文假说1。

假说1：对*ST公司，国有企业相比非国有企业能获得更多政府补助和控股股东救助，且这种差别化待遇随所属政府层级降低、补助约束性质变弱而愈发明显。

以往关于预算软约束经济后果的研究普遍表明，预算软约束会扭曲经济行为，导致无效率资源配置。例如，政府干预会降低国有企业债务的（硬）约束程度，进而纵容管理层道德风险倾向，过度依赖银行救助；职业经理人未能严格履行诚信责任，反过来会加剧经营效益的恶化程度（Kornai等，2003；林毅夫和李志赅，2004；林毅夫等，2004；李涛，2005；田利辉，2005；盛明泉等，2012）。许成钢认为目前困扰中国经济高质量发展的僵尸企业、产能过剩及高杠杆的根源正是来源于预算软约束^①。

理论上，作为从特定社会目标出发的政府直接干预手段，政府补助将推动公司业务扩展，实现业绩改善。然而，政府很大程度上补助了那些难以产生经营效益的国有企业，同时鼓励了经理人道德风险倾向，两方面因素叠加导致*ST公司陷入获得补助→效益恶化→获得进一步补助→效益进一步恶化的恶性循环（Faccio等，2006；潘越等，2009；郭剑花和杜兴强，2011）。

Liu等（2006）观察到，市场对控股股东救助*ST公司的消息反应积极，他们预期控股股东为保住上市资格将努力改进公司业绩。这与相关文献持有的控股股东希望公司持续生存，以保留在未来采取隧道挖掘可能性的观察一致（Friedman等，2003；刘峰等，2004；李增泉等，2005；郑志刚等，2014）。然而上文讨论已发现，国有控股股东更大程度上是迫于政府指令和行政干预下消极救助，致使经理人预算约束软化预期提升，道德风险倾向加剧，消极坐等救济（李涛，2005；盛明泉等，2012）。因而在国资支撑下，*ST公司长期绩效难以发生根本改善。基于以上讨论，我们提出本文假说2。

假说2：无论政府补助，还是国资控股集团的救助，对国有*ST公司绩效的促进仅体现为短期效应，而对长期绩效的改善作用并不显著。

不少*ST公司为避免暂停上市采取“二一二”盈亏战术，即*ST公司在连续两年亏损戴帽后，第3年扭亏为盈摘帽，但又因第4、5年连续亏损再次戴帽。与非国有*ST公司更倾向卖壳不同，在频繁获得政府补助或控股股东支撑的情况下，国有企业更易陷入戴帽→救助后短暂摘帽→再次戴帽→寻求新一轮救助的恶性循环。在上述呈周期缩短趋势的循环周期中，

^① 参见许成钢在2018年5月12日第四届思想中国论坛的演讲：《哈特产权理论与中国企业改革的经验教训》。

多次被*ST的上市公司救助需求增强,预算约束软化的*ST公司由此患上救助依赖症,成为揭示救助行为经济效果的明显例证。基于以上讨论,我们提出本文假说3。

假说3: 相比非国有*ST公司,由于预算约束软化,多次被*ST的国有企业从首次摘帽到被再次戴帽的时间更短,公司绩效恶化速度更快,再次被实施*ST的概率更高。

三 研究设计与样本介绍

(一) 模型设定与变量介绍

我们建立如下模型检验*ST公司获得政府补助以及控股股东支撑的潜在影响因素。

$$Subsidy = \mu_0 + \mu_1 Gov + \mu X + \varepsilon \quad (1)$$

$$Propping = v_0 + v_1 Gov + v_2 Subsidy + v X + \varepsilon \quad (2)$$

其中,(1)式被解释变量为政府补助(*Subsidy*)。由于净利润是决定能否摘帽的重点财务指标,本文参照余明桂等(2010)的研究,采用以净利润口径进行标准化处理的政府补助(*Subsidy_{NI}*)作为政府补助的代理变量。除这一度量外,已有文献通常对政府补助按照营业收入或总资产口径进行调整(潘越等,2009;郭剑花和杜兴强,2011;孔东民等,2013;张天舒等,2014)。鉴于*ST公司营业收入波动过大,本文按照总资产口径对政府补助进行标准化调整后作为政府补助的另一个代理变量(*Subsidy_{Asset}*)。(2)式中被解释变量大股东救助(*Propping*)是*ST公司是否在控股股东支撑下成功摘帽的虚拟变量。

(1)和(2)式中主要解释变量均为反映*ST公司国有属性(*Gov*)的虚拟变量,方程估计中*Gov*变量将被替换为实际控制人是否为政府、中央政府、省级政府或市县政府(*State*、*Centralgov*、*Province*、*City*)等单个或多个虚拟变量。借鉴潘越等(2009)与章卫东等(2012)的研究,本文对反映当年政府社会性目标程度的上市公司数量(*Listnum*)、雇员负担(*Employ*)、地方财政富裕程度(*Fiscal*)、政府干预程度(*Govdum*)及政治关联指数(*Political*)等潜在影响因素加以控制。本文同时控制上年的总资产收益率(*ROA*)、公司规模(*Size*)、第一大股东持股比例(*Top*)及财务杠杆率(*Leverage*)等公司基本特征和公司治理变量。以上控制变量体现在控制向量*X*中。

围绕政府补助和大股东救助后*ST公司经济后果的考察,我们参照Cornaggia等(2015)设置时间虚拟变量,同时引入产权性质、救助类型以及对应的交互项建立如下模型,检验在

不同救助方式下公司长期绩效变化。

$$Return = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_{1i} After^{i+} + \alpha_2 State + \alpha_3 Soft_{rescue} + \sum_{i=1}^3 (\beta_{1i} After^{i+} State) + \sum_{i=1}^3 (\beta_{2i} After^{i+} \times Soft_{rescue}) + \sum_{i=1}^3 (\gamma_i After^{i+} \times State \times Soft_{rescue}) + \lambda Y + \varepsilon \quad (3)$$

其中，被解释变量为公司绩效 (*Return*)。我们选取总资产收益率 (*ROA*) 识别救助资金是帮助推动现有经营发展的周转资金，还是充当提高业绩的应急资金。同时，我们也采用扣非后收益率 (*ROAcut*)^① 度量实际经营绩效的变化。主要解释变量是时间虚拟变量 *After*^{*i+*}，表示以撤销*ST 前的亏损年度为基准年，基准年后第 *i* 年取 1, *i*=1,2 或 3；虚拟变量 *Soft*_{*rescue*} 表示*ST 公司是否获得与预算软约束相关的两类救助行为，即是否获得政府高额补助 (*DSubsidy*) 和是否获得大股东救助 (*Propping*)。借鉴唐清泉和罗党论 (2007)、潘越等 (2009) 以及章卫东等 (2012) 的研究，我们对公司规模 (*Size*)、财务杠杆率 (*Leverage*)、成长能力 (*Growth*)、经营活动现金流 (*Cashflow*)、公司年龄 (*Age*)、两职兼任 (*Duality*)、管理层持股比例 (*Mnghold*)、上市公司数量 (*Listnum*) 和政治关联指数 (*Political*) 等变量加以控制，体现在控制向量 *Y* 中。为缓解可能的内生性问题，我们对控制变量进行滞后 1 期处理。

在模型 (1) - (3) 式中，我们均控制行业效应和年份效应。其中行业效应按照证券监督管理委员会行业分类标准中，制造业 2 级行业代码和其他行业 1 级行业代码进行区分。所有模型设定涉及的变量定义和度量方法见表 1。

表 1 变量定义

含义	变量名	计算方法
被解释变量		
经净利润调整的政府补助	<i>Subsidy_{NI}</i>	若净利润为正，则为政府补助/净利润；若净利润为负，则为政府补助/(政府补助-净利润) ^①
经总资产调整的政府补助	<i>Subsidy_{Asset}</i>	政府补助/期末总资产
大股东救助	<i>Propping</i>	虚拟变量，经大股东支撑救助摘帽取 1，否则为 0
总资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
扣非后收益率	<i>ROAcut</i>	扣除非经常性损益后的净利润/总资产
主要解释变量		

^① 感谢匿名审稿人关于绩效代理变量选择的建议。

产权性质	<i>State</i>	虚拟变量，公司实际控制人为县级或县级以上各级政府的有关政府机构、部属院校以及地方政府教育部门所属院校取1，否则为0
中央政府控制	<i>Centralgov</i>	虚拟变量，实际控制人为中央政府取1，否则为0
省级政府控制	<i>Province</i>	虚拟变量，实际控制人为省级政府取1，否则为0
地市级政府控制	<i>City</i>	虚拟变量，实际控制人为地市级政府取1，否则为0
基准年后第1年	<i>After¹⁺</i>	虚拟变量，以撤销*ST前亏损年度为基准年，基准年后第1年取1，否则为0
基准年后第2年	<i>After²⁺</i>	虚拟变量，以撤销*ST前亏损年度为基准年，基准年后第2年取1，否则为0
基准年后第3年	<i>After³⁺</i>	虚拟变量，以撤销*ST前亏损年度为基准年，基准年后第3年取1，否则为0
获得政府高额补助	<i>DSubsidy</i>	虚拟变量，按照同年同行业经总资产调整和政府补助均值作为分组标准，政府补助高于均值取1，否则为0
控制变量		
政府救助意愿		
上市公司数量	<i>Listnum</i>	公司所属地区上市公司数量
雇员负担	<i>Employ</i>	每万元主业收入雇员数
地方财政富裕程度	<i>Fiscal</i>	地方财政收入/当地GDP
政府干预程度	<i>Govdum</i>	根据王小鲁等（2019）编写的《中国分省份市场化指数报告（2018）》中政府与市场关系的细分指数进行判断，当公司注册地所在省份得分高于全国平均值时（即政府干预程度较高）取1，否则为0
政治关联指数	<i>Political</i>	虚拟变量，公司董事长或总经理现在或曾经担任政府官员、人大代表或政协委员取1，否则为0
公司其他基本特征变量		
公司规模	<i>Size</i>	公司期末总资产对数值
第一大股东持股比例	<i>Top</i>	第一大股东持股数量/总股本
财务杠杆率	<i>Leverage</i>	期末总负债/期末总资产

成长能力	<i>Growth</i>	(当年期末总资产-上年期末总资产)/上年期末总资产
经营活动现金流	<i>Cashflow</i>	经营活动现金流量净额/期末总资产
公司年龄	<i>Age</i>	公司上市年数
两职兼任	<i>Duality</i>	虚拟变量, 董事长兼任总经理时取 1, 否则取 0
管理层持股比例	<i>Mnghold</i>	管理层持股数量/总股本
行业固定效应	<i>Industry</i>	行业控制变量
年份固定效应	<i>Year</i>	年度控制变量

说明：^①*Subsidy_{NI}*主要考察当年政府补助对改善*ST 公司当年净利润的贡献程度。对当年公司净利润为负值的样本，该指标度量政府补助减轻*ST 公司亏损幅度的程度。

(二) 研究样本与描述性统计

为保持 ST 制度改革前后风险警示分类标准的统一，本文以 2005-2016 年沪深 A 股因连续两年亏损被实施*ST 的 A 股上市公司作为研究对象，所有数据来自国泰安（CSMAR）数据库。剔除因其他原因戴帽和退市的样本，本文最终得到研究样本量 508 家次，涉及公司共计 392 家。本文在考察经济后果时限定选取当年或次年便成功摘帽的*ST 公司^①。为避免模型中同一公司多次*ST 事件导致绩效变化出现交叉情形，我们仅保留多次*ST 公司的首次被实施*ST 的企业-年度数据，最终选取样本共计 339 家次。此外，根据营业外收入明细情况，我们手工筛选与政府补助相关的明细项目进行加总。通过阅读上市公司年报和撤销*ST 相关公告等公开资料，我们逐一整理最终撤销*ST 的方式。为降低异常值对经验结果的可能影响，我们对所有连续变量在 1%和 99%的水平上进行缩尾处理。

表 2 列示了影响公司实施*ST 期间预算约束软化程度的主要变量的统计描述结果。本研究共涉及*ST 公司 508 家次，其中国有*ST 公司有 289 家次，非国有*ST 公司有 219 家次。国有企业被实施*ST 期间的企业-年度观测值数量（343）小于非国有企业（380），这与国有企业能更容易快速摘帽有关。*Subsidy_{NI}*的均值为 0.914，说明*ST 公司获得的政府补助占净利润比重很大，而*Subsidy_{Asset}*的均值也高于其他文献中正常上市公司的平均水平（余明桂等，2010；孔东民等，2013）。23.8%的*ST 公司获得大股东救助，更多*ST 公司还是经市场化救助摘帽。此外，*ST 公司绩效平均水平为负，且资产负债率远高于同类正常公司（资不抵债的情形在

^①公司被暂停上市期间财务指标波动性极大，可靠性较差。我们也考察了包括被暂停上市等*ST 公司全样本的经济后果，主要结论保持不变，只是回归系数变小，显著性水平减弱。

非国有*ST公司中更常见)。其他变量的统计描述特征与唐清泉和罗党论(2007)、潘越等(2009)以及章卫东等(2012)的研究基本保持一致。

表 2 影响因素分析中主要变量描述性统计及差异性检验

影响因素分析中的主要变量					经济后果分析中的主要变量				
变量	均值	标准差	最小值	最大值	变量名	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Subsidy_{NI}</i>	0.914	2.426	0	11.145	<i>ROA</i>	-0.013	0.142	-0.695	0.749
<i>Subsidy_{Asset}</i>	0.015	0.032	0	0.128	<i>ROAcut</i>	-0.08	0.175	-1.444	0.148
<i>Propping</i>	0.238	0.426	0	1	<i>State</i>	0.545	0.498	0	1
<i>State</i>	0.474	0.5	0	1	<i>Subsidy_{Asset}</i>	0.006	0.016	0	0.128
<i>Centralgov</i>	0.166	0.372	0	1	<i>Size</i>	9.62	1.243	7.489	14.275
<i>Province</i>	0.127	0.333	0	1	<i>Top</i>	0.327	0.155	0.035	0.849
<i>City</i>	0.183	0.387	0	1	<i>Leverage</i>	0.736	0.618	0.068	7.331
<i>Listnum</i>	30.304	44.499	1	164	<i>Growth</i>	0.163	0.982	-0.933	7.589
<i>Employ</i>	0.014	0.015	0	0.072	<i>Cashflow</i>	0.023	0.099	-0.39	0.363
<i>Fiscal</i>	0.094	0.035	0	0.227	<i>Age</i>	11.239	4.183	1	23
<i>Govdum</i>	0.618	0.486	0	1	<i>Duality</i>	0.19	0.392	0	1
<i>Political</i>	0.357	0.479	0	1	<i>Mnghold</i>	0.017	0.068	0	0.563
<i>ROA</i>	-0.174	0.184	-1.752	-0.000	<i>Listnum</i>	32.742	44.425	1	164
<i>Size</i>	9.229	1.168	7.489	14.275	<i>Political</i>	0.35	0.477	0	1
<i>Top</i>	0.301	0.144	0.042	0.797					
<i>Leverage</i>	1.354	1.725	0.069	7.872					

四 国有与非国有*ST公司预算约束软化程度的比较

(一) 政府直接补助的影响因素分析

政府补助直接注资可在较短时间内改善公司利润状况,是一种帮助公司快速“起死回生”的救助途径。我们发现,样本期依靠政府补助直接扭亏为盈($Subsidy_{NI} > 1$)的国有企业 88

家（占国有*ST公司30.4%），非国有企业40家（占非国有*ST公司22.4%）。这表明更多国有企业完全依靠政府补助扭亏为盈，从而摘帽。

对比同一家*ST公司实施*ST期间与撤销*ST后获得政府补助的差异，更能揭示上述行为预算约束软化的特点。本文分别对这两个时间段的观察值进行回归，回归结果见表3。其中第（1）-（4）列报告被实施*ST期间的相关结果，第（5）-（8）列报告撤销*ST后的相关结果。从第（1）和（2）列看出，被实施*ST期间国有属性（*State*）的系数与政府补助显著正相关；而第（5）和（6）列的结果显示，在撤销*ST当年该变量系数不再显著，这表明政府补助更多只是帮助*ST公司摘帽的短期救助行为。第（3）和（4）列的结果显示在实施*ST期间，*City*、*Province*和*Centralgov*的系数数值和显著性依次递减，这说明政府层级越低，保壳意愿越强，政府补助越多。

从控制变量回归结果看，在辖区范围内上市公司数量（*Listnum*）越少、财政富裕程度（*Fiscal*）越高、政府干预程度（*Govdum*）越高的地区，*ST公司在被实施*ST期间获得的政府补助越多。政府自然更愿意补助对地方经济增长贡献更多的上市企业，且这种救助意愿随辖区内上市公司数量的减少而增强（谭燕等，2011）。在财政富余和干预程度严重的地区，地方政府更有能力和动机去补助地方企业（潘越等，2009）。

	<i>Subsidy_{NI}</i>	<i>Subsidy_{Asset}</i>	<i>Subsidy_{NI}</i>	<i>Subsidy_{Asset}</i>	<i>Subsidy_{NI}</i>	<i>Subsidy_{Asset}</i>	<i>Subsidy_{NI}</i>	<i>Subsidy_{Asset}</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>State</i>	0.846*** (0.225)	0.011*** (0.003)			-0.003 (0.135)	0.002 (0.002)		
<i>Centralgov</i>			0.652** (0.307)	0.005 (0.003)			0.100 (0.205)	0.001 (0.002)
<i>Province</i>			0.881*** (0.332)	0.011** (0.004)			-0.178 (0.146)	0.002 (0.002)
<i>City</i>			0.995*** (0.330)	0.017*** (0.005)			0.042 (0.159)	0.004 (0.003)
<i>Listnum</i>	-0.008** (0.003)	-0.000** (0.000)	-0.008** (0.003)	-0.000** (0.000)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
<i>Employ</i>	-1.210 (10.553)	-0.090 (0.163)	-1.370 (10.548)	-0.099 (0.164)	4.355 (7.928)	0.073 (0.064)	4.963 (7.924)	0.078 (0.063)
<i>Fiscal</i>	7.088* (3.850)	0.101** (0.050)	6.899* (3.881)	0.108** (0.050)	0.337 (1.937)	-0.031 (0.027)	0.400 (1.948)	-0.034 (0.027)
<i>Govdum</i>	0.453* (0.249)	0.005 (0.003)	0.467* (0.252)	0.004 (0.003)	-0.066 (0.077)	-0.001 (0.002)	-0.062 (0.077)	-0.001 (0.002)
<i>Political</i>	-0.027 (0.223)	-0.001 (0.003)	-0.031 (0.224)	-0.001 (0.003)	-0.246** (0.103)	-0.005*** (0.002)	-0.247** (0.102)	-0.005*** (0.002)
<i>ROA</i>	-0.173 (0.240)	-0.003 (0.006)	-0.183 (0.238)	-0.004 (0.006)	0.048 (0.138)	0.007* (0.004)	0.076 (0.140)	0.007* (0.004)
<i>Size</i>	-0.271** (0.110)	-0.005*** (0.001)	-0.261** (0.112)	-0.005*** (0.001)	0.040 (0.036)	0.001 (0.001)	0.038 (0.037)	0.001 (0.001)
<i>Top</i>	0.896 (0.813)	-0.004 (0.009)	0.905 (0.805)	-0.002 (0.009)	0.142 (0.255)	0.002 (0.004)	0.099 (0.273)	0.002 (0.004)
<i>Leverage</i>	-0.043 (0.058)	-0.000 (0.001)	-0.041 (0.058)	-0.000 (0.001)	-0.034 (0.037)	-0.000 (0.001)	-0.039 (0.037)	-0.000 (0.001)
常数项	0.093	0.026*	-0.045	0.019	0.057	-0.003	-0.136	0.000

	(0.986)	(0.014)	(1.031)	(0.015)	(0.472)	(0.011)	(0.480)	(0.011)
行业固定效应	控制							
年份固定效应	控制							
观测值	723	723	723	723	453	453	453	453
R ²	0.156	0.163	0.158	0.172	0.359	0.232	0.364	0.235

表3 *ST公司获得政府补助的实证结果

说明：括号内的值为经异方差调整、企业层面聚类处理后的标准误；限于篇幅，未报告部分控制变量的回归结果，备索。下表同。

我们进一步讨论国有属性对获得政府补助类型的影响。参照步丹璐和王晓艳（2014）的研究，我们将满足特定条件并明确资金用途的政府补助定义为硬约束补助，主要形式包括产品和项目补助、产能淘汰补助、救灾补助等。与之对应，我们定义软约束补助为没有明确规定资金发放和使用要求的政府补助，主要包括地方扶持款、社会财政补助等。围绕两类*ST公司获得软约束补助的机制，我们从下述两方面展开分析。其一是东部地区市场化程度高，中西部地区政府干预普遍（樊纲等，2003），因而地方政府介入可能性更高。我们参照韩立岩和杜春越（2011）的做法，将辽宁、河北、天津、北京、山东、江苏、上海、浙江、福建与广东划为东部地区，其他为中西部地区。其二是地区经济实力可能影响政府救助能力与意愿，因此我们根据上市公司注册地所在城市的人均GDP高低进行划分，高于当年全国人均GDP则经济实力发达，反之经济实力不足。

我们选取所有获得政府补助的*ST公司作为考察对象，并在（1）式中引入补助类型的虚拟变量（ $DSoft_{subsidy}$ ，获得软约束补助为1，否则为0）、反映地方政府特征的虚拟变量（ $Midwest$ ，属于中西部地区为1，否则为0； $Undeveloped$ ，属于经济实力不足地区为1，否则为0），以及对应的交互项进行回归，结果见表4。第（1）和（4）列结果显示，国有*ST公司获得更多软约束补助，这说明一方面国企承担更多政策性负担，亏损后政府会针对特定目标给予硬约束补助；另一方面政府出于救急动机给予国企更多软约束补助，国有与非国有*ST公司获得政府补助额的差距随补助约束变弱而提高。此外，3个交互项的估计系数均显著为正，表明国企在中西部地区和经济实力不足地区能获得更多软约束补助，这说明在政府干预程度高、上市资源不足等地区，政府补助更多出于保壳目的，因而这种见效快的短期救助对国有*ST公司限制性较小。

表 4 *ST 公司获得各类政府补助的回归结果

	<i>Subsidy_{NI}</i>			<i>Subsidy_{Asset}</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>State</i>	0.964*** (0.350)	0.589 (0.468)	0.733 (0.485)	0.007* (0.004)	0.010* (0.006)	0.011* (0.006)
<i>State</i> × <i>DSoft_{subsidy}</i>	1.136** (0.519)	0.077 (0.649)	0.355 (0.686)	0.013* (0.007)	-0.002 (0.008)	-0.004 (0.009)
<i>State</i> × <i>DSoft_{subsidy}</i> × <i>Midwest</i>		1.986*** (0.698)			0.026*** (0.009)	
<i>State</i> × <i>DSoft_{subsidy}</i> × <i>Undeveloped</i>			1.252* (0.723)			0.027*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	497	497	497	497	497	497
R ²	0.153	0.194	0.168	0.186	0.208	0.206

(二) 大股东救助行为的影响因素分析

*ST 公司在市场上通过收购兼并、资产剥离、关闭经营停滞的生产线、经济性裁员等方式脱离困境。我们在整理救助方式时发现，控股股东通常以 0 元或 1 元“名义价格”向公司注入优良资产，甚至直接赠予资金，豁免债务，这种救助往往是不计成本的。其他市场化救助形式在改善*ST 公司当期绩效的同时，短期内也能给交易方带来经济收益，如壳资源等。我们将支撑行为界定为控股股东出于非经济效益考虑的救助行为，并据此划分为大股东救助与市场化救助。控股股东从谋取控制权私人收益的动机出发救助上市公司，因而救助后大股

东是否丧失控制权也是我们考察重点。表 5 汇报了*ST 公司摘帽方式的统计情况。

围绕重组后控股股东变更的情形，我们根据实际控制人变更与否区分救助形式。即使形

表 5 *ST 公司撤销*ST 方式的统计

	大股东救助		市场化救助	
	频次	占比	频次	占比
重组后控股股东发生变更				
国有	35	12.1%	42	14.5%
非国有	3	1.4%	55	25.1%
控股股东未发生变更				
国有	99	34.3%	118	40.8%
非国有	40	18.3%	145	66.2%

式上控股股东变更，重组后接近一半国企的新旧控股股东仍属于同一实际控制人，其中 3.5%“集团内部换壳”的国企通过无偿划转“零成本”方式完成优质资产注入。作为对照，重组后实际控制人保持不变的非国有企业仅 3 家，重大资产重组救助更多是以原实际控制人丧失控制权为前提的“借壳上市”等标准市场操作行为。政府本身拥有其他下属企业，资源调配空间广阔，同时为防止国有资产流失，更可能在不丧失控制权的前提下为*ST 公司更换控股股东。而非国有企业实际控制人置有限可调动资源于入不敷出的*ST 公司，无疑增加了控制资产的风险，这种情况下放弃控制权的损失最小化策略反而是明智之举。对不涉及控制权变更的*ST 公司，国企获得更多控股股东的支撑救助，而非国企依靠市场化途径“度己救人”。这从新的角度印证了国有控股股东更有能力与意愿支撑救助的猜想。

本文采用 Logit 模型对 (2) 式进行回归，结果见表 6。我们发现国有*ST 公司更可能通过控股股东救助摘帽，且市县级国企获大股东救助的概率高于省级国企和中央国企。上述结果一定程度表明，国有控股股东有更强的动机注资支持上市公司摘帽（章卫东等，2012）。政府补助 ($Subsidy_{Asset}$) 系数显著为负，说明政府补助与大股东救助存在一定替代关系，这意味着*ST 公司即使无法获得政府补助，也能获得大股东支撑。

2012 年政策修订限制了*ST 公司依靠政府补助恢复上市，政策从严前后相关均值差异检验结果见表 7。从总量看，制度趋严后更多*ST 公司从依靠政府补助转而求助大股东救助摘帽。但从结构上看，上述数量的改变主要

来自国有*ST 公司。这从新的角度表明，大股东以相对市场化的行为隐蔽地完成了政府补助国有*ST 公司的救助工作，延续了资本市场的预算软约束行为和逻辑。

表 6 *ST 公司获得救助行为的回归结果

	(1)	(2)
<i>State</i>	1.094***	
	(0.282)	
<i>Centralgov</i>		0.749**
		(0.374)
<i>Province</i>		0.604*
		(0.342)
<i>City</i>		1.767***
		(0.360)
$Subsidy_{Asset}$	-7.490**	-7.746**
	(3.325)	(3.169)
控制变量	控制	控制
观测值	710	710

表 7 大股东救助变量政策前后的均值差异检验结果

	修订前	修订后	差异	t 值
全样本	0.208	0.330	-0.122	-3.343***
国有企业	0.304	0.500	-0.196	-3.453***
非国有企业	0.128	0.133	-0.005	-0.110

五 经不同救助形式摘帽后*ST 公司的经济后果分析

本文根据(3)式估计产权性质与获得预算软约束救助行为对*ST 公司长期绩效的影响。表 9 汇报了按照产权性质与救助类型分组的各组期望绩效计算方法。我们根据(3)式计算得到各组基准年后第*i*年期望绩效(\widehat{Return}_i)。时间虚拟变量($After^{i+}$)、产权性质($State$)、获得预算软约束救助($Soft_{rescue}$)及所有交互项对应的估计系数包含了摘帽后各年绩效变化差异的所有信息。我们关注相较其他组合,获得预算软约束救助的国有*ST 公司(实验组)对绩效的调节效应,这直接由表 8 第(1)行与第(2)-(4)行的差值来度量。例如要比较实验组与预算约束未软化的国有*ST 公司摘帽当年($i=1$)绩效变化情况,我们将第(1)行的期望绩效减去第(2)行的期望绩效得到两组差异为 $\alpha_3 + \beta_{21} + \gamma_1$ 。

表 8 按照产权性质与救助类型分组的各组期望绩效

行序号	分组类型	对象组	\widehat{Return}_i
(1)	$State = 1, Soft_{rescue} = 1$	实验组	$\alpha_0 + \alpha_{1i} + \alpha_2 + \alpha_3 + \beta_{1i} + \beta_{2i} + \gamma_i + \lambda Y$
(2)	$State = 1, Soft_{rescue} = 0$	控制组	$\alpha_0 + \alpha_{1i} + \alpha_2 + \beta_{1i} + \lambda Y$
(3)	$State = 0, Soft_{rescue} = 1$	控制组	$\alpha_0 + \alpha_{1i} + \alpha_3 + \beta_{2i} + \lambda Y$
(4)	$State = 0, Soft_{rescue} = 0$	控制组	$\alpha_0 + \alpha_{1i} + \lambda Y$

(一) 政府补助对救助后*ST 公司长期绩效的影响

为了揭示政府补助对国有*ST 公司长期绩效的影响,本文按照上述分析逻辑对(3)式进行回归,考察接受高额补助的国有*ST 公司(实验组)与其他组合长期绩效变化的差异,结果见表 9。我们发现,非国有企业摘帽当年总资产收益率(ROA)显著高于国有企业,而

扣非后收益率 ($ROAcut$) 变化差异不显著, 这说明各类*ST 公司摘帽当年实际绩效改善情况没有显著差异。然而基准年后第 2 年实验组与非国有企业的 ROA 变化差异显著为负, 第 3 年所有绩效变化差异都显著为负, 这说明政府高额补助给国有*ST 公司带来的长期绩效改善效应不及其他控制组。

表 9 获得高额补助国有*ST 公司的长期绩效表现

对比控制组	基准年	对应考察系数	ROA		$ROAcut$	
	后第 <i>i</i> 年		差异	t 值	差异	t 值
国有+低额补助 $State = 1, DSubsidy = 0$	1	$\alpha_3 + \beta_{21} + \gamma_1$	-0.029	-1.56	-0.081	-1.05
	2	$\alpha_3 + \beta_{22} + \gamma_2$	-0.021	-1.08	-0.086	-3.42***
	3	$\alpha_3 + \beta_{23} + \gamma_3$	-0.093	-4.57***	-0.097	-3.51***
非国有+高额补助 $State = 0, DSubsidy = 1$	1	$\alpha_2 + \beta_{11} + \gamma_1$	-0.063	-2.60***	-0.022	-0.28
	2	$\alpha_2 + \beta_{12} + \gamma_2$	-0.040	-1.67*	-0.200	-4.10***
	3	$\alpha_2 + \beta_{13} + \gamma_3$	-0.095	-3.67***	-0.185	-4.79***
非国有+低额补助 $State = 0, DSubsidy = 0$	1	$\alpha_2 + \alpha_3 + \beta_{11} + \beta_{21} + \gamma_1$	-0.061	-3.33***	-0.050	-0.60
	2	$\alpha_2 + \alpha_3 + \beta_{12} + \beta_{22} + \gamma_2$	-0.058	-3.03***	-0.189	-4.97***
	3	$\alpha_2 + \alpha_3 + \beta_{13} + \beta_{23} + \gamma_3$	-0.095	-4.77***	-0.191	-6.01***

说明: ①我们依据表 9 逻辑, 得到度量实验组与各控制组绩效变化差异的对应系数。②例如要比较获得高额补助国有*ST 公司对获得低额补助国有*ST 公司摘帽当年的 ROA 变化情况, 我们有估计系数 α_3 、 β_{21} 、 γ_1 分别为 0.007、-0.006、-0.030, 加总得出两组 ROA 变化差异为 -0.029。③t 值用以检验对应系数线性组合的显著性。下表同。

我们进一步考察不同政府补助类型对*ST 公司长期绩效变化的影响。鉴于样本规模无法支持开展有效的经验检验, 我们在表 10 汇报了政府补助形式与产权性质所形成组合的年度间绩效变化均值差异结果。除获得软约束补助的非国有*ST 公司外, 其余组合绩效的 ROA 在摘帽短暂扭亏后第 2 年便出现新的显著下滑。特别地, 所有非国有*ST 公司戴帽当年的扣非后收益率 ($ROAcut$) 较基准年有显著改善, 但国有*ST 公司经营绩效并未显著提升。即使同样获得软约束补助, 非国有*ST 公司 $ROAcut$ 得到持续改善, 但上述效应在国有企业救助中并未显现。这说明政府补助, 尤其软约束补助, 很大程度上只是帮助国有*ST 公司达到摘帽

要求而进行的短期救助行为。软约束补助作为救急手段对未来资金用途没有限制，因而接受软约束补助的国有*ST公司未来更需要政府不断补助才能阻止绩效下滑。

表 10 *ST 公司绩效变化的 t 检验（按产权性质与政府补助类型划分）

年度分组		0-1	0-2	0-3	1-2	1-3
绩效度量指标为ROA						
硬约束补助	国有	0.091***	0.070***	0.075***	-0.021***	-0.016
	非国有	0.078***	0.035**	0.015	-0.043***	-0.063***
软约束补助	国有	0.098***	0.046***	0.066***	-0.052**	-0.032**
	非国有	0.116***	0.077***	0.095***	-0.039	-0.022
绩效度量指标为ROAcut						
硬约束补助	国有	0.052	0.079**	0.097***	0.027	0.046
	非国有	0.086***	0.077***	0.085***	-0.01	-0.002
软约束补助	国有	0.031	0.028*	-0.011	-0.003	-0.042
	非国有	0.056***	0.036*	0.062***	-0.021	0.005

说明：各组配对样本对应的原假设为以后年度绩效没有显著改善，若结果显著为正，说明以后年度绩效改善；若结果显著为负，说明以后年度绩效下滑。其中，0 表示基准年， i 表示基准年后第 i 年， $i=1, 2$ 或 3。表 13 同。

（二）救助方对救助后*ST 公司长期绩效的影响

根据（3）式，我们估计了接受大股东救助的国有*ST 公司（实验组）与其他组合长期绩效变化的差异，结果见表 11。我们发现，摘帽当年非国有*ST 公司总资产收益率（ROA）改善程度显著高于实验组，但扣非后收益率（ROAcut）变化差异不显著，说明所有*ST 公司获得救助当年的真实绩效改善没有明显差异。在基准年后第 2 和 3 年，获大股东救助的国有企业绩效水平显著低于其他控制组，这说明大股东救助对国有*ST 公司长期绩效的改善作用不及其他控制组。

表 11 获大股东救助国有*ST 公司的长期绩效表现

对比控制组	基准年	对应考察系数	ROA		ROAcut	
	后第 <i>i</i> 年		差异	t 值	差异	t 值
国有+市场化救助 <i>State = 1, Propping = 0</i>	1	$\alpha_3 + \beta_{21} + \gamma_1$	-0.015	-0.60	-0.025	-0.70
	2	$\alpha_3 + \beta_{22} + \gamma_2$	-0.031	-1.29	-0.086	-2.83***
	3	$\alpha_3 + \beta_{23} + \gamma_3$	-0.106	-2.21**	-0.133	-1.81*
非国有+大股东救助 <i>State = 0, Propping = 1</i>	1	$\alpha_2 + \beta_{11} + \gamma_1$	-0.053	-2.09**	-0.014	-0.24
	2	$\alpha_2 + \beta_{12} + \gamma_2$	-0.062	-2.60***	-0.137	-4.60***
	3	$\alpha_2 + \beta_{13} + \gamma_3$	-0.093	-3.29***	-0.133	-3.38***
非国有+市场化救助 <i>State = 0, Propping = 0</i>	1	$\alpha_2 + \alpha_3 + \beta_{11} + \beta_{21} + \gamma_1$	-0.051	-1.74*	-0.034	-0.39
	2	$\alpha_2 + \alpha_3 + \beta_{12} + \beta_{22} + \gamma_2$	-0.064	-2.12**	-0.143	-4.19***
	3	$\alpha_2 + \alpha_3 + \beta_{13} + \beta_{23} + \gamma_3$	-0.104	-2.47**	-0.172	-2.74***

表 12 报告不同救助形式与产权性质所形成组合的年度间绩效ROA变化的均值差异结果^①。结果显示经市场化救助的两类*ST 公司在控制权发生变更后基本维持摘帽后的绩效水平，但经大股东救助后更换控股股东的集团内部换壳国有*ST 公司的绩效没有明显改善。该结果符合直觉，控制权变更的救助行为中借壳上市最为常见。借壳上市规则对借壳方经营能力、治理能力和规范运作等均有严格的规定，这保证重组上市公司摘帽后仍具有持续的盈利能力。而集团内部换壳公司错失重新发展的机会，其摘帽当年改善的绩效水平难以长期维持。对非重组的*ST 公司，从摘帽后次年起，获得大股东救助的国企绩效下滑最严重；相较而言，非国有企业在大股东救助下基本维持扭亏后的绩效，而接受市场化救助后第 2 年绩效出现下滑。上述结果一定程度表明，大股东救助国有*ST 公司区别于以往文献观察到的成熟市场经济中支撑行为（Friedman 等，2003；Riyanto 和 Toolsema，2008；郑志刚等，2014），这种不计成本的救助对国有企业盈利的正向作用短效甚至无效。

^① ROAcut均值差异检验结果与 ROA 检验的结论一致，限于篇幅未报告，备索。

表 12 *ST 公司 ROA 变化的 t 检验 (按产权性质与市场救助类别划分)

		0-1	0-2	0-3	1-2	1-3
重大重组后更换控股股东						
大股东救助	国有	0.126***	-0.042	-0.057	-0.084***	-0.068***
	非国有	—	—	—	—	—
市场化救助	国有	0.114***	0.089***	0.096***	-0.024	-0.017
	非国有	0.224***	0.196***	0.181***	-0.028	-0.043**
控股股东未发生变更						
大股东救助	国有	0.150***	0.046**	0.064***	-0.104***	-0.087***
	非国有	0.176***	0.142***	0.164***	-0.035*	-0.012
市场化救助	国有	0.149***	0.088***	0.076***	-0.061***	-0.073***
	非国有	0.196***	0.147***	0.126***	-0.048**	-0.069***

说明：在重大资产重组更换控股股东的情形中，非国有*ST 公司摘帽前后实际控制人未发生变化的仅有 3 家，因而未对该组合进行均值差异检验。

为进一步检验经济后果分析的可靠性，我们采用倾向得分匹配 (PSM) 方法控制样本分布结构不均衡的可能影响，估计结论保持稳健。此外，为避免连续亏损而被退市，亏损公司会通过关联交易和资产重组等方式进行盈余管理扭亏为盈 (陆建桥, 1999; 王亚平等, 2005; 杜兴强和杜颖洁, 2010)。蔡春等 (2012) 还指出*ST 公司为摘帽会同时实施应计盈余管理和真实盈余管理，鉴此，我们在模型中对二者予以控制，在考虑可能的盈余操纵影响后，主要结论保持稳健。限于篇幅，未报告相关稳健性检验结果，备索。

(三) 关于公司多次被*ST 的拓展性研究

多次被*ST 样本指样本本期摘帽并于 5 年内再次戴帽的 A 股上市公司。本文仅考虑满足以下 3 种情形的样本：实际控制人与主营业务均未发生变更；实际控制人虽已变更，但主营业务维持不变；因控股股东注入资产导致主营业务变更，但实际控制人未发生变更。统计显示，多次被*ST 的公司样本共涉及*ST 公司 76 家，81 家次，其中国有*ST 公司有 50 家 (其中 5 家连续 3 次被*ST)，非国有*ST 公司有 26 家。

我们以*ST 公司从撤销*ST 日到再次被实施*ST 日的生存持续时间(月份)作为被解释变量,解释变量与控制变量均取撤销*ST 当期的数据,应用久期分析法考察本已摘帽的*ST 公司绩效再度恶化的特殊情形。图 1 描述了 Kaplan-Meier 死亡曲线,除去同年再次被*ST 的特殊情形外,在摘帽后 12 至 60 个

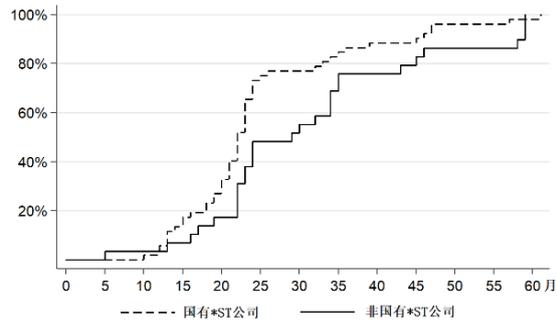


图 1 再次被实施*ST 的概率比较

个月内,国有企业再次被实施*ST 的概率始终高于非国有企业,且这一差距在撤销*ST 后 24 至 36 个月内最大,说明国有企业绩效恶化较非国有企业更迅速。

我们在控制公司特征变量的基础上利用久期模型再次检验(见表 13),汇报数据为风险比率。两种比例风险模型得到的结果均显示,国有企业再次被实施*ST 的概率大约是非国有企业的 2 倍多。

表 13 比例风险模型回归结果

	比例风险模型回归结果	
	威布尔模型	Cox 模型
	(1)	(2)
<i>State</i>	2.384***	2.186***
	(0.779)	(0.653)
控制变量	控制	控制
观测值	81	81

为进一步识别产权性质和救助行为对绩效再度恶化的影响机制,我们在上文基础上建立模型(4)。其中,被解释变量再次*ST

($STagain_n$)为虚拟变量,表示公司在摘帽后 n 年内是否会再次被实施*ST, $n=2,3,4$ 或 5 。再次被实施*ST 实为绩效恶化的体现,我们参照模型(3)式加入同样的控制变量。模型中主要解释变量和控制变量均采用*ST 公司首次摘帽的前 1 年数据。

$$STagain_n = \eta_0 + \eta_1 State + \eta_2 Soft_{rescue} + \eta_3 State \times Soft_{rescue} + \eta Y + \varepsilon \quad (4)$$

我们使用 Logit 模型对(4)式进行回归,结果见表 14,第(1)-(4)分别讨论企业摘帽后在 2-5 年内再次戴帽的情形。结果显示,国有企业再次被实施*ST 的概率比非国有企业平均高 2 倍多(第(1)-(4)列 $State$ 对应概率比分别为 4.214、2.654、2.995 以及 2.821),与表 13 的结论基本一致。 $DSubsidy$ 与 $Propping$ 的系数显著为负,表明政府和大股东救助能降低公司再次戴帽的概率,这符合二者帮助上市公司摆脱退市威胁的动机。然而交互项 $State \times DSubsidy$ 与 $State \times Propping$ 的系数均显著为正,且部分结果中二者联合效应大于主效应,即救助后降低企业再次戴帽风险的正效应被削弱甚至抵消,这意味着国有企业获得预算约束软化救助后,再次戴帽风险反而提升。上述结果表明,伴随预算约束软化的救助行为,国有企业摘帽后绩效极度恶化的可能性更大。

表 14 公司再次被实施*ST 的回归结果

	$STagain_2$	$STagain_3$	$STagain_4$	$STagain_5$
	(1)	(2)	(3)	(4)
产权性质的影响				
<i>State</i>	1.439*** (0.455)	0.976*** (0.371)	1.097*** (0.370)	1.037*** (0.359)
产权性质与政府补助的影响				
<i>State</i>	0.917* (0.541)	0.519 (0.452)	0.546 (0.450)	0.425 (0.452)
<i>Dsubsidy</i>	-1.645* (0.847)	-1.403** (0.632)	-1.492** (0.631)	-1.122* (0.605)
<i>State × Dsubsidy</i>	1.710* (1.020)	1.534* (0.793)	1.808** (0.792)	1.692** (0.777)
产权性质与大股东救助的影响				
<i>State</i>	0.013 (0.771)	0.064 (0.608)	0.002 (0.600)	-0.160 (0.666)
<i>Propping</i>	-1.444** (0.723)	-1.367** (0.552)	-1.611*** (0.547)	-1.154* (0.604)
<i>State × Propping</i>	1.902** (0.870)	1.247* (0.683)	1.524** (0.678)	1.541** (0.744)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	349	365	365	365

六 结论

本文以中国 2005-2016 年间被实施*ST 的 A 股上市公司为样本, 考察了控股股东及其背后政府对*ST 公司支撑救助行为的影响因素和经济后果。研究表明, 无论政府直接补助, 还是看似市场化运作的国有控股股东的支撑救助行为, 本质上是政府干预下退市威胁从硬约

束转变为软约束的过程，构成了中国资本市场存在预算软约束现象的典型证据。

本文主要结论如下。第一，面对同样摘帽诉求，国有*ST公司在戴帽期间能获得更多政府补助，这种差别化待遇随政府层级降低、地方政府保壳意愿增强、补助约束变弱而愈发明显。国有*ST公司获得更多政府补助的同时，还容易寻求来自控股股东的支撑救助；而非国有*ST公司不仅获得补助有限，且其盈利动机明确的控股股东对是否救助趋于谨慎。

第二，伴随政府高额补助与控股股东支撑行为，国有*ST公司摘帽后长期业绩改善时效不如非国有企业，且再次戴帽风险更高，绩效恶化速度更快。政府将大量资源投入到短期内难以产生经营效益的国有企业，促成预算约束软化预期下的消极不作为，致使政府救助效果越来越差。

第三，软化的预算约束使退市威胁不可置信，国有*ST公司一方面无法借助资本市场高效配置资源功能，错失市场化处置不良资产的合理时机；另一方面又成为政府不得不再救济的包袱。政府资源错配产生的外部性大，对国民经济的高效运行具有严重的负面影响。因此，在中国资本市场制度建设中，我们应该强调国资与民资一视同仁的竞争中性原则。本文由此为中国资本市场如何消除壳资源现象和提高资本市场资金配置效率带来丰富的政策含义。

参考文献：

步丹璐、王晓艳（2014）：《政府补助、软约束与薪酬差距》，《南开管理评论》第2期。

蔡春、朱荣、和辉、谢柳芳（2012）：《盈余管理方式选择、行为隐性化与濒死企业状况改善——来自A股特别处理公司的经验证据》，《会计研究》第9期。

杜兴强、杜颖洁（2010）：《濒死体验、盈余管理、政治联系与朽而不倒——基于ST、*ST、SL类民营上市公司的经验证据》，《山西财经大学学报》第7期。

樊纲、王小鲁、张立文、朱恒鹏（2003）：《中国各地区市场化相对进程报告》，《经济研究》第3期。

龚强、徐朝阳（2008）：《政策性负担与长期预算软约束》，《经济研究》第2期。

郭剑花、杜兴强（2011）：《政治联系、预算软约束与政府补助的配置效率——基于中国民营上市公司的经验研究》，《金融研究》第2期。

韩立岩、杜春越（2011）：《城镇家庭消费金融效应的地区差异研究》，《经济研究》增1

期。

孔东民、刘莎莎、王亚男(2013):《市场竞争、产权与政府补贴》,《经济研究》第2期。

李涛(2005):《国有股权、经营风险、预算软约束与公司业绩:中国上市公司的实证发现》,《经济研究》第7期。

李增泉、孙铮、王志伟(2004):《“掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据》,《会计研究》第12期。

李增泉、余谦、王晓坤(2005):《掏空、支持与并购重组——来自我国上市公司的经验证据》,《经济研究》第1期。

林毅夫、李志赞(2004):《政策性负担、道德风险与预算软约束》,《经济研究》第2期。

林毅夫、刘明兴、章奇(2004):《政策性负担与企业的预算软约束:来自中国的实证研究》,《管理世界》第8期。

刘峰、贺建刚、魏明海(2004):《控制权、业绩与利益输送——基于五粮液的案例研究》,《管理世界》第8期。

陆建桥(1999):《中国亏损上市公司盈余管理实证研究》,《会计研究》第9期。

潘越、戴亦一、李财喜(2009):《政治关联与财务困境公司的政府补助——来自中国ST公司的经验证据》,《南开管理评论》第5期。

盛明泉、张敏、马黎珺、李昊(2012):《国有产权、预算软约束与资本结构动态调整》,《管理世界》第3期。

谭燕、陈艳艳、谭劲松、张育强(2011):《地方上市公司数量、经济影响力与过度投资》,《会计研究》第4期。

唐清泉、罗党论(2007):《政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》第6期。

田利辉(2005):《国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理》,《管理世界》第7期。

王小鲁、樊纲、胡李鹏(2019):《中国分省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社。

王亚平、吴联生、白云霞(2005):《中国上市公司盈余管理的频率与幅度》,《经济研究》第12期。

夏立军、方轶强(2005):《政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据》,《经济研究》第5期。

余明桂、回雅甫、潘红波（2010）：《政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性》，《经济研究》第3期。

张光荣、曾勇（2006）：《大股东的支撑行为与隧道行为——基于托普软件的案例研究》，《管理世界》第8期。

张天舒、黄俊、崔莺（2014）：《股权性质、市场化进程与政府补助——基于ST公司的经验证据》，《投资研究》第1期。

章卫东、张洪辉、邹斌（2012）：《政府干预、大股东资产注入：支持抑或掏空》，《会计研究》第8期。

郑志刚、吴新春、梁昕雯（2014）：《高控制权溢价的经济后果：基于“隧道挖掘”的证据》，《世界经济》第9期。

Anderson, J. H.; Korsun, G. and Murrell, P. “Which Enterprises (Believe They) Have Soft Budgets? Evidence on the Effects of Ownership and Decentralization in Mongolia.” *Journal of Comparative Economics*, 2000, 28(2), pp. 0-246.

Cornaggia, J.; Mao, Y.; Tian, X. and Wolfe, B. “Does Banking Competition Affect Innovation.” *Journal of Financial Economics*, 2015, 115, pp. 189-209.

Dewatripont, M. and Maskin, E. “Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies.” *Review of Economic Studies*, 1995, 62(4), pp. 541-555.

Faccio, M.; Masulis, R. W. and McConnell, J. J. “Political Connections and Corporate Bailouts.” *Journal of Finance*, 2006, 61(6), pp. 2597-2635.

Friedman, E.; Johnson, S. and Mitton, T. “Propping and Tunneling.” *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(4), pp. 732-750.

Johnson, S.; La-Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. and Shleifer, A. “Tunneling.” *American Economic Review Papers and Proceedings*, 2000, (5), pp. 22-27.

Kang, J. K. and Stulz, R. M. “Do Banking Shocks Affect Borrowing Firm Performance? An Analysis of the Japanese Experience.” *Journal of Business*, 2000, 73(1), pp. 1-23.

Kornai, J. *Economics of Shortage*. Amsterdam: North-Holland, 1980, pp. 33-37.

Kornai, J.; Maskin, E. and Roland, G. “Understanding the Soft Budget Constraint.” *Journal of Economic Literature*, 2003, 41(4), pp. 1095-1136.

Li, D. “Public Ownership as the Cause of a Soft Budget Constraint.” University of Michigan Working Paper No.93-07, 1992.

- Lin, J. Y.; Cai, F. and Li, Z. *The China Miracle: Development Strategy and Economic Reform*. Hong Kong: Chinese University Press, 2003, pp. 193-200.
- Liu, Q.; Bai, C. and Song, F. “Bad News Is Good News: Propping and Tunneling Evidence from China.” University of Hong Kong Working Paper, No.61, 2006.
- Maskin, E. “Recent Theoretical Work on the Soft Budget Constraint.” *The American Economic Review*, 1999, 89(2), pp. 421-425.
- Riyanto, Y. E. and Toolsema, L. A. “Tunneling and Propping: A Justification for Pyramidal Ownership.” *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32(10), pp. 2178-2187.
- Roland, G. *Transition and Economics: Politics, Markets, and Firms*. Cambridge, Massachusetts and London, England: MIT Press, 2000, pp. 293-305.
- Schaffer, M. E. “The Credible-commitment Problem in the Center-enterprise Relationship.” *Journal of Comparative Economics*, 1989, 13(3), pp. 359-382.
- Schmidt, K. M. “The Costs and Benefits of Privatization: An Incomplete Contracts Approach.” *Journal of Law, Economics, & Organization*, 1996, 12(1), pp. 1-24.
- Shleifer, A. and Vishny, R. W. “Large Shareholders and Corporate Control.” *Journal of Political Economy*, 1986, 94(3), pp. 461-488.
- Shleifer, A. and Vishny, R. W. “Politicians and Firms.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4), pp. 995-1025.
- Tian, L. “Government Shareholding and the Value of China’s Modern Firms.” William Davidson Institute Working Paper, No.395, 2001.

中国债券信用评级变动峭壁的投资信息价值研究

石晓军 叶震

(中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 本文基于“债股联动”的视角, 实证分析了中国债券市场信用评级变动峭壁(即评级变动超过1级)的股票投资信息价值。事件研究法的结果表明, 中国债券信用评级上调峭壁具有明确的投资信息价值, 上调峭壁出现之后的20个交易日内累计异常收益上涨3.62%。这一发现挑战了国际文献中关于信用评级上调不具有信息价值的结论。下调峭壁的信息价值不仅表现在下调之后股票异常收益跌幅深, 还表现在下调峭壁的信息价值一直持续到下调之后的90个交易日, 该结果丰富了信用评级下调信息价值的文献。此外, 利用2008-2018年全部A股股价周收益率的进行实证分析, 给出了中国股票定价存在信用评级上调峭壁因子和下调峭壁因子的证据。

关键词: 信用评级, 信用评级峭壁, 信用评级变动, 信息价值

0 引言

如何建立有用的风险测度标准一直是困扰发展中国家债券市场发展的理论与技术难题。一方面, 年轻的本土评级没有经过历史的检阅, 缺乏声誉的积累, 常受诟病; 另一方面, 如果只是一味依靠引进国际“知名”评级, 利益冲突问题可能会变得更为复杂, 而且信用评级事关一国的金融基础设施和资金定价权, 此举亦非长久之策。中国债券市场已经跻身世界第三, 但学界和市场对中国信用评级的质疑和担忧不减反增(如, 迟国泰和于善丽, 2019)。我们面临一个哲学式的理论困境: 中国现有的债券评级, 作为一个存在已久的机制, 如果毫无价值, 应该已经消失了, 但事实上它在发展壮大。那么, 价值何在、证据何在? 本文试图从一个新的视角来部分回答这个问题。

以往关于中国信用评级是否有效的研究皆囿于债券市场本身(如, 何平和金梦, 2010;

寇宗来, 盘宇章和刘学悦, 2015; 马榕和石晓军, 2015; 王雄元和高开娟, 2017), 而忽略了现代金融市场的“债股联动”这个重要视角, 未从评级的投资信息价值的角度回答这个问题。本文试图填补这个缺口, 试图利用中国信用评级变动的实验, 实证检验中国债券市场信用评级变动峭壁是否具有股票投资信息价值。

本文定义评级变动峭壁 (credit-rating cliff) 为信用评级变动超过 1 级, 具体包括信用评级变动大于 1 级, 或者变动 1 级但是方向与评级展望不符两种情况 (详见第 2 节的定义)。我们发现, 中国债券信用评级上调和下调峭壁都具有投资信息价值。如果评级上调超过 1 级, 相应的股票价格会显著上涨。这个发现挑战了国际文献普遍认为的评级上调不具有投资信息价值的结果。在下调的方向上, 本文的贡献是进一步发现评级下调的峭壁效应表现为深度下跌、持续期更长。中国债券信用评级下调超过 1 级的影响可以持续到评级调整后 90 个交易日, 而评级下调一个等级的影响则仅有 20 个交易日, 这个发现是对已有文献的扩展。

Merton(1974)提供了利用股票价格变动检验债券信用评级的投资信息价值的理论基础, 公司债务是公司资产的看跌期权, 而股权是公司资产的看涨期权, 共同的资产基础使得债券的信息也会对股市产生影响。同时, 债券市场的信息借助于跨市场投资者的投资活动, 可以从债券市场传递到其他市场 (Fleming, 1998)。实证证据也表明, 中国债券评级信息可以传递到股票市场 (如, 林晚发等, 2020)。上述理论为本文运用股票投资信息价值来检验信用评级有效性提供了逻辑基础。

在信用评级投资信息价值的研究领域, 目前已经逐渐规范为分析评级调整对债券价格和股票价格的影响 (如 Hand et al., 1992; Dichev and Piotroski, 2001; Steiner and Heinke, 2001; Jorion et al., 2005), 而不是将评级直接作为解释变量进行计量分析。主要发现是信用评级变动的影响是非对称性的: 评级下调含市场未预期的信息, 具有投资信息价值; 而上调不能带来新的信息。Hand et al. (1992) 运用事件研究法发现评级调整前后两天内, 股票和债券市场对评级下调都有明显反应, 而对上调反应不强烈。进入信息时代之后, Dichev and Piotroski (2001) 和 Jorion et al. (2005) 发现评级上调也能引发股票收益增加, 但是远不及评级下调引发的股票市场变动。

金融危机后, 各国对评级机构的监管进一步强化, 评级机制更加成熟 (路妍, 2011)。Dimitrov et al. (2015) 发现在多德弗兰克法案 (Dodd-Frank Act) 实施后, 评级上调也引发了显著的异常收益, 但是不对称性未被新的监管举措消除。Driss et al. (2019) 对被列入评级观察的公司进行研究, 发现没有发生评级下调的公司债券价差显著低于发生评级下调的公司。此外, Bhattacharya et al. (2019) 研究了市场参与者行为, 发现市场中存在以评级变动

为决策依据的投资者。

关于中国信用评级信息价值的研究主要采用的是直接以信用评级为解释变量进行回归分析,研究信用评级对债券价格(如,王安兴等,2012)、发债成本(如,何平和金梦,2010;寇宗来,盘宇章和刘学悦,2015;王雄元和高开娟,2017;Livingston et al.,2018;Hu et al.,2020)、盈余管理(如,刘娥平和施燕平,2014;马榕和石晓军,2015)、公司治理(如,林晚发和刘颖斐,2019)等的影响,这类方法的主要问题是存在不可忽视的遗漏变量偏差。王安兴等(2012)通过分解公司债市场价格的利差,认为信用评级是决定利差的因素,何平和金梦(2010)、王雄元和高开娟(2017)、Livingston et al.(2018)利用回归方法研究发现评级的确显著决定了发债成本。

此外,杨炳铎和汤教泉(2019)、张亦春,陈华和郑晓亚(2019)在分解中国市场债券收益率曲线时,发现不同评级的风险因子有显著区别;陈庭强,马百超和李心丹(2020)认为评级对CDS交易对手风险也有显著影响;林晚发等(2019)发现评级信息包含了高管财务经历等软信息。但是,寇宗来,盘宇章和刘学悦(2015)用各地评级机构的竞争程度作为工具变量,试图缓解遗漏变量的问题时,评级对发债成本的解释能力消失了。Kliger and Sarig(2000)认为,不可避免的遗漏变量,使得直接以信用评级为解释变量进行回归分析无法得出正确的结论。

目前国内关于债券信用评级变动的投资信息价值的研究还很少,已有的研究从债券市场(孙克,2019)和股票市场(林晚发和陈晓雨,2018)的角度进行了实证研究,发现只有评级下调使资产价格发生了显著的下跌,评级上调没有显著的影响。这一结论与国际文献的结果一致,没有发现评级变动中评级峭壁的特殊价值。

目前国内外有大量对于信用评级价值削弱原因的研究,Kronlund(2019)、宋敏等(2019)给出了总结,这些研究基于评级机构和企业之间的博弈给出了解释,不能解释评级变动对股票价格产生的不对称效应。Ederington and Goh(1998)提出的“利益相关”论,Bedendo et al.(2018)提出了“信誉冲击”理论解释,都可以解释评级变动的不对称影响,但是不足以解释评级大幅调整时的峭壁效应。本文在Ederington and Goh(1998)的基础上,认为信用评级峭壁对投资者已有信息具有验证作用,从而解释了信用评级峭壁效应。

本文的主要贡献是采用类似Steiner and Heinke(2001)的实证方法,将信用评级调整作为准实验,通过对股票价格变动的事件研究来分析中国债券信用评级信息价值。之所以从股票价格的角度进行研究,一方面是股票视角的研究还尚付阙如;另一方面,中国债券市场的流动性差,数据经常因为交易不足而产生缺失,并且交易价格容易受到信用风险以外的因

素影响。相反,股票市场具有更好的流动性,对于市场边际信息的反应更加及时,适合进行评级变动的事件研究(Bruno et al., 2016)。我国股票市场参与者众多,市场具有一定的深度,信息的传递也更通畅,为实证研究提供了良好的样本。利用信用评级变动前后股票价格的变动研究信用评级的信息价值,为我们的研究提供了信息价值的新视角。

本文的研究区别于相关文献的主要之处,在于发现评级峭壁在中国具有特殊的投资信息价值。我们认为评级变动级数本身就可能含有投资信息价值,为此将信用评级的变动划分为变动 1 级和变动超过 1 级两种情形,后者即评级峭壁。过去的研究将评级上调或下调各自视为一个整体,这样做无法发现评级峭壁的特殊投资信息价值。

尽管我们也发现了评级下调的信息价值大于上调的不对称性,但更重要的是,我们还发现无论是在上调或者下调的情形下,评级峭壁都具有明确的投资信息价值。文献中普遍认为信用评级上调的信息价值很小,但我们发现评级上调峭壁后 20 个交易日内股票的价格存在显著的异常收益。对于评级下调的情况,我们发现在评级下调峭壁出现后,股票价格将有显著的异常下跌,并至少持续到下调峭壁后第 90 个交易日,如此长时间的持续影响是以往文献没有发现的。

中国债券评级峭壁具有特殊投资信息价值的发现不仅推动了本领域文献的前沿移动,也为研究发展中国家债券市场信用评级的价值和使用提供了新视角。在基于 Dichev and Piotroski (2001)、潘莉和徐建国(2011)构建的因子模型中,加入表示评级调整的虚拟变量后,评级上调峭壁后 12 个月内,可以显著解释 0.36%的周收益率。而未触及评级上调峭壁的评级上调,只能解释 0.11%的每周收益率,在经济上影响微弱。同时,在信用评级下调后,未触及评级下调峭壁的评级下调对股票价格的影响不显著,但是下调峭壁的影响在 12 个月的时间内显著,可以解释每周-1.04%的收益率。以上发现从股票定价的角度检验了评级峭壁所具有的投资信息价值。据我们所知,上述评级峭壁投资信息价值的结果在国内外文献均属于首次发现。

本文以下的内容是这样安排的:第 1 节将介绍本文的理论模型;第 2 节介绍对于评级变动水平的定义,并介绍本文的实证方法;第 3 节和第 4 节将利用事件研究、假设检验、因子模型的方法,通过实证分析对研究假设进行验证,并得出本文的研究结论;第 5 节对连续评级调整、不同评级机构的影响和因子模型进行了稳健性分析;第 6 节提出本文对峭壁效应的进一步解释;第 7 节是对本文研究发现的总结。

1 理论模型

本文基于 Daniel 等（1998）市场对信息反应的经典理论构建评级变动对股票价格影响的模型。Daniel 等（1998）讨论了新的信息如何引发市场的反应过度 and 反应不足，从而引发动量效应和反转效应，模型本身并不考虑不同价值含量的新信息会如何影响市场。本文将信用评级峭壁分解为 1 级变动和额外的变动两个部分，并认为额外的变动对已知信息具有验证作用，依照 Daniel 等（1998）会引发动量效应，而 1 级变动可能不具有信息价值。

模型假设在 0 时刻，市场的参与者依据自己的禀赋和已有的信息进行股票交易，交易形成的股票的价格为 P_0 。在 1 时刻，投资者收到含有噪音的私人信息，并依据此对股票定价进行更新，股票价格为 P_1 。在 2 时刻，信用评级机构公布评级报告，随后的股票价格调整为 P_2 。如果评价报告对投资者之前掌握的信息具有验证作用，那么投资者会根据验证的结果调整自己对私人信息的估计，从而改变股票定价；如果其中含有具有价值的新信息，投资者会理利用新的市场公开信息，更新自己对股票的定价；如果这两种情况都不存在，投资者会维持自己的定价不变。

参照 Daniel 等（1998），本文假设股票的真实价值为 θ ，其服从均值为 θ 方差为 σ_θ^2 的正态分布。不失一般性，可以取 $\theta=0$ 以简化计算。在 1 时刻，投资者收到私人信息 s_1

$$s_1 = \theta + \varepsilon \quad (1)$$

其中 ε 是独立于 θ 并且服从正态分布 $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 的噪声，投资者对噪声 ε 的方差估计为 σ_C^2 ，在投资者过度自信的情况下有 $\sigma_C^2 < \sigma_\varepsilon^2$ ，投资者过度保守的情况下有 $\sigma_C^2 > \sigma_\varepsilon^2$ ，投资者完全理性的情况下有 $\sigma_C^2 = \sigma_\varepsilon^2$ 。

在投资者风险中性的假设下，投资者对股票价格的估计为

$$P_1 = E_C[\theta | \theta + \varepsilon] \quad (2)$$

依据多元正态分布的相关性质，有

$$P_1 = \frac{\sigma_\theta^2}{\sigma_\theta^2 + \sigma_C^2} (\theta + \varepsilon) \quad (3)$$

在 2 时刻，信用评级机构发布了评级报告，这为市场带来了公开信息，但是这一信息并不一定是市场从未发掘过的新的信息。当评级报告的信息对投资者的私人信息产生验证作用时，尽管投资者已经对股票价格进行了调整，公开信息的价格验证作用仍然会改变部分投资者对股票的定价。在这种情况下，假设时刻 2 投资者收到市场公开信息 s_2

$$s_2 \in \{+1, -1\} \quad (4)$$

假设 s_2 取值为+1 的概率由 θ 决定而与其他因素无关, 投资者依据 s_2 改变自己对于噪声 ε 方差的估计。

当 $\text{sign}(\theta+\varepsilon)=\text{sign}(s_2)$ 时, 投资者的判断被验证, 其对私人信息的信心增强, 对噪声 ε 方差的估计变为 σ_C^2-k , 其中 $0 < k < \sigma_C^2$, 此时

$$\begin{aligned} P_2 &= E_C[\theta | \theta + \varepsilon, \text{sign}(\theta + \varepsilon) = \text{sign}(s_2)] \\ &= \frac{\sigma_\theta^2}{\sigma_\theta^2 + \sigma_C^2 - k} (\theta + \varepsilon) \end{aligned} \quad (5)$$

当 $\text{sign}(\theta+\varepsilon) \neq \text{sign}(s_2)$ 时, 投资者的判断被否定, 其对私人信息的判断不变, 此时

$$\begin{aligned} P_2 &= E_C[\theta | \theta + \varepsilon, \text{sign}(\theta + \varepsilon) \neq \text{sign}(s_2)] \\ &= \frac{\sigma_\theta^2}{\sigma_\theta^2 + \sigma_C^2} (\theta + \varepsilon) \end{aligned} \quad (6)$$

依据 Daniel 等 (1998) 附录 D 给出的协方差计算方法, 有

$$\text{Cov}(P_2 - P_1, P_1 - P_0) = \frac{\kappa \sigma_\theta^4 (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\theta^2)}{2(\sigma_\theta^2 + \sigma_C^2)^2 [\sigma_\theta^2 + \sigma_C^2 - k]} > 0 \quad (7)$$

在评级机构发布了有验证作用的评级报告后, 股票价格应当保持之前的变动趋势, 产生动量效应。

评级上调峭壁包含评级上调一级和额外的上调两个部分。在中国市场评级制度不完善、信息披露不全面的情况下, 被评级企业乐于提前向市场释放对自己有利的信息, 冲销了评级上调的投资信息价值 (Ederington and Goh, 1998), 企业管理者偏好乐观的披露削弱了信用评级对市场的影响 (刘娥平和施燕平, 2014), 而额外的上调可能为投资者提供了信息验证作用。因此对于信用评级上调峭壁, 我们提出假设 1:

H1: 如果信用评级上调 1 级不具有信息价值, 但是信用评级上调峭壁具有信息验证作用, 那么评级上调 1 级不会改变股票价格, 而评级上调峭壁会产生动量效应。

类似地, 评级下调峭壁也包含评级下调 1 级和额外的下调两个部分。信息披露的不全面使得被评级企业有能力隐瞒对自己不利的信息, 信用评级下调可能包含了这些被隐瞒的信息, 从而可以改变股票价格, 同时额外的下调还对投资者之前的判断起到了验证作用。由此, 对于信用评级下调峭壁, 我们提出假设 2:

H2: 如果信用评级下调 1 级具有信息价值, 同时信用评级下调峭壁具有信息验证作用, 那么评级下调 1 级会改变股票价格, 评级下调峭壁相比于评级下调一级, 还会产生更加深远的动量效应。

2 实证方法

2.1 评级变动峭壁的定义

考虑到中国债券信用等级的分布情况是 AA 级为中枢的单峰左偏分布, AAA 级债券数量远大于 A 级 (马榕和石晓军, 2016)。当信用评级如此拥挤地分布在头部时, 即使是“+”“-”号的微调, 其信息含量也不“微小”。为了反映这个事实, 本文将信用等级的“+”“-”微调定义为变化 1 级。例如, 从 AA 变为 AA+或 AA-分别记为向上和向下变化 1 级。再比如从 A 变为 AA, 实际上是经历了 A+, AA-才到 AA, 距离是 3 级。

更进一步, 再将信用评级变化 1 级分成两种情况。第一, 评级变动与评级展望的方向相符, 或者评级变动前的评级展望为稳定, 这是真正意义上的“1 级变动”。例如, 信用评级展望为正面或稳定时, 信用评级从 AA 变为 AA+。后文统一将这种信用评级变动称为“1 级变动”。第二, 评级变动与评级展望的方向不相符。此时, 尽管评级变动的数量是 1 级, 但评级机构已通过评级展望的形式, 向市场释放了和后来评级变动截然相反的信号, 评级变动向市场释放的信息超过了前述真正“1 级变动”的情况。因此, 本文将这种情况归入“超 1 级变动”。

综上, 定义信用评级变动峭壁为评级变动不少于 2 级和“超 1 级变动”两种情况。

2.2 计量方法

本文采用类似经典文献 Steiner and Heinke (2001) 的事件分析法, 分析评级变动峭壁效应是否具有特别的价值。分析的基本思路是分析发生评级变动、1 级变动和评级变动峭壁三种情形下前、后 90 个交易日的股票价格变化。

记上市公司 i 在时刻 t 的股票对数收益率为 R_{it} , 股票指数在时刻 t 的对数收益率为 R_{mt} , 利用市场调整模型, 上市公司 i 在时刻 t 的股票异常收益率 (AR) 为

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (8)$$

定义时间段 $[\tau_1, \tau_2]$ 内的上市公司 i 的股票累计异常收益率 (CAR) 为

$$CAR_i = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it} \quad (9)$$

对不同股票的 CAR 进行平均, 得到累计平均异常收益率 (CAAR)

$$CAAR = \frac{1}{N} \sum_i CAR_i \quad (10)$$

为了验证窗口期的 CAAR 的符号, 实证过程中选取评级变动前后 90 个交易日内的多个

窗口进行假设检验。在假设检验时，计算多种统计量，尽最大可能消除样本不均匀对实验结果的影响，保证实证检验的稳健性。

首先，计算了最简单也是最常用的 T 统计量，验证累计异常收益是否显著大于 0 或者小于 0。

第二，对波动的差异性进行了处理。由于不同年份的股票价格可能有不同的波动幅度，本文利用实证研究窗口前 90 个交易日的股票对数收益率计算历史收益率标准差，对窗口内的数据进行标准化，计算 BMP 统计量 (Boehmer et al., 1991)。

第三，进行了更加稳健的非参数检验。由于股票收益率序列往往存在着序列相关，本文还使用了不依赖累计异常收益率大小，而依靠其排序的非参数统计方法，计算了更加稳健的 Wilcoxon 符号秩和检验统计量。

3 数据与实证分析结果

3.1 数据来源

实证分析过程中所使用的评级数据来自于 Wind 数据库，实证所采用的数据涵盖 2007-2018 年。在国外的实证研究中，学者往往使用一家评级机构的评级结果。由于我国信用债市场上实际运行的评级机构数量较多，每家评级机构涵盖的评级对象有限，单独选择任何一家评级机构都会导致样本数量少。因此，对中国债券市场评级的研究往往同时使用多家评级机构的评级结果。

为了适应不同债券市场的监管要求，我国上市公司常常会选择多家评级机构进行评级，以保证其债券可以在多个市场进行交易。例如，银行间市场接受中诚信国际的评级结果，不接受中诚信证评的评级结果；交易所市场则相反。因此，部分企业会需选择两个机构进行评级。

多机构评级带来一个细节需要考虑。因为不同评级机构发布跟踪评级的时间往往不同，倘若一家评级机构率先发布了评级的变更，随后另一家再发布的变更就会提前被市场预知，这样的记录应当被剔除。因此，在进行样本筛选时，剔除了相距时间小于 30 天的记录中的后一个样本。

另外，如果评级变动发生在债券的实质违约之后，也就没有什么实际的信息价值了。因此，债券实质违约发生后的评级变动也被剔除。

实证过程中的股票交易数据来自 CSMAR 数据库，所使用的股票收益率是再投资收益

率。选取沪深 300 指数收益率作为沪深两市股票市场收益的度量，并采用市场调整模型计算超额收益率。

为了保证结果的可靠性，剔除了两类典型的高波动情形。第一，新上市的股票价格变动通常比较剧烈。为此，只保留评级变动发生时，至少已经上市半年的样本。第二，中国 A 股股票暂停交易时有发生。为了避免数据的缺失，本文剔除评级变动前后各 90 个交易日内有过暂停交易的样本。通过以上数据清洗，剔除样本 92 个，保留下来的评级变动样本总共有 634 个。

3.2 描述性统计

不同年份的评级变动情况如表 1 所示。从该表可以看出，样本中评级上调的数目达到了 494 个，远远多于评级下调（140 个）。并且从时间跨度上来看，伴随着我国债券市场的不断发展，近年的数据逐渐增加。这样，样本在时间上的分布并不均匀。在考察累计超额收益时，应选择对样本数量比较稳健的统计量。

表 1 不同年份的信用评级变动

年份	评级上调	上调 1 级	上调超过 1 级	评级下调	下调 1 级	下调超过 1 级
2007	4	4	0	0	0	0
2008	13	13	0	2	2	0
2009	23	22	1	0	0	0
2010	36	32	4	0	0	0
2011	38	36	2	3	1	2
2012	36	33	3	8	5	3
2013	36	34	2	20	17	3
2014	43	40	3	25	17	8
2015	63	57	6	21	15	6
2016	64	63	1	27	21	6
2017	82	78	4	18	14	4
2018	56	55	1	16	9	7
合计	494	467	27	140	101	39

表2 信用评级变动前后的信用等级

变动前	变动后信用等级															
信用等级	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-	BB+	BB	B	CCC	CC	C
AAA		3	2													
AA+	95		15	1												
AA	4	183		50	6	3	1		4							
AA-		4	131		22	8	1	1	1							
A+			6	52		6	2		3			2				
A		1	2	3	7		1	2	3						1	1
A-						3		4			1					
BBB+							3							1		
BBB			1			1		1		1		2	2			
BBB-							1									
BB+														1		
BB													1		1	
B															1	
CCC																1

评级变动前后的等级分布如表 2 所示。变动前的评级基本上集中在 AA、AA-和 A+这三个信用等级，A 级及以下的评级结果非常少，这与当前金融市场中企业的信用评级相对集中的状况是一致的。

3.3 实证分析

1) 信用评级上调的信息价值分析

图 1 所示的是评级上调前后 90 个交易日的累计平均异常收益率变动。从图中可以看出，评级上调前 90 个交易日内，CAAR 缓慢上升，在评级上调前 30 个交易日达到最高水平。随后，CAAR 变化失去明显的趋势，在之前的水平附近小幅度波动。

上述结果表明，市场在评级上调前已经预期到了评级上调，并将预期反映到股票价格中。评级上调没能给市场带来新的信息，评级上调之后股票价格变化失去趋势。简言之，中国的债券市场评级上调总体上不具有投资信息价值，这与国际文献的发现是一致的。

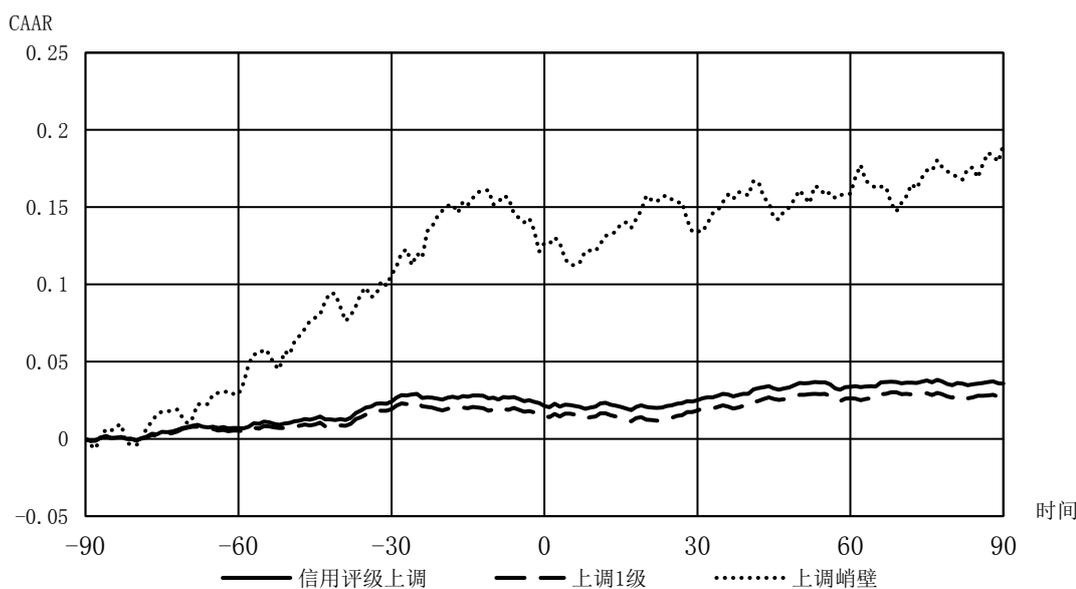


图 1 信用评级上调前后的累计平均异常收益

但当我们把评级上调分为上调 1 级和上调峭壁之后，峭壁效应就显现出来了。图 1 清晰地表明，上调 1 级的 CAAR 变化轨迹与评级上调的总体轨迹一致，而上调峭壁的轨迹完全分离出来，呈现出清晰可辨的变化模式，符合假设 H1 上调 1 级不改变股票价格、上调峭壁引发动量效应的假设。在评级上调峭壁出现之前的 90 个交易日到前 20 个交易日，股票价格产生了超过 15% 的累计异常收益，而在前 20 个交易日内股票价格有所回落。接着，在峭壁出现之后的 90 个交易日内，股票价格呈现出假设 H1 的动量效应，仍然保持了增长趋势。

这个结果表明,在将评级上调区分为评级上调 1 级和评级上调峭壁之后,评级上调峭壁给市场带来了新的信息,具有明确的股票投资信息价值。这个发现挑战了国际文献关于评级上调无信息价值的结论。

2) 评级上调峭壁信息价值的统计检验

表 3 给出了不同窗口 CAAR 大于 0 或小于 0 的统计检验结果,其中 Panel A 是全部评级上调样本, Panel B 是上调 1 级样本,而 Panel C 是上调峭壁样本。评级上调全部样本中,只有[-90:-21]窗口的 CAAR 的三个统计量都是显著的。市场在评级上调前 20 个交易日时完全消化了评级上调相关的信息。对投资者而言,评级上调事件的发生不再带来新的有投资价值的信息。

上调 1 级样本无论是上调之前还是之后,没有一个窗口的 CAAR 的三个统计量都是显著的。这表明,和假设 H1 相同,中国债券市场评级上调 1 级几乎没有给市场提供有投资价值的信息。

真正能提供有投资价值的信息的是评级上调峭壁。在 Panel C 中,不仅[-90:-21]窗口的 CAAR 高达 14.39%,三个统计量都是显著,而且[0:20]窗口的 CAAR (3.62%)的三个统计量也都显著。这个结果表明,市场能预先知道评级上调峭壁的出现。并且上调峭壁事件发生时,仍然给市场注入了额外信息。上调峭壁发生后 20 个交易日内,CAAR 的显著增加证实了假设 H1 评级上调峭壁具有信息的验证作用。

上述结果挑战了国际文献关于信用评级上调无投资信息价值的成见(如 Hand et al., 1992; Dichev and Piotroski, 2001; Steiner and Heinke, 2001),也表明了,即使是中国的债券信用评级的丛林中,也隐藏着投资信息价值。

表3 信用评级上调峭壁是否具有信息价值的统计检验

窗口区间	Panel A: 评级上调全部样本				Panel B: 评级上调1级样本				Panel C: 评级上调峭壁样本			
	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon
-90:-1	2.31%	2.408**	2.372**	57605	1.71%	1.809*	1.849*	52474	12.13%	1.965*	2.044**	130
0:0.0625	1.26%	1.324	1.544	60368	0.93%	0.959	1.268	53689	6.91%	1.612	1.399	126
-90:-21	2.61%	3.141***	2.985***	54240**	1.93%	2.404**	2.303**	49778	14.39%	2.467**	2.612***	104**
-20:-1	-0.30%	-0.562	-0.341	52495**	-0.22%	-0.41	-0.181	47398*	-2.26%	-0.72	-0.817	132
0:20	-0.24%	-0.463	-0.309	55889	-0.47%	-0.88	-0.702	48299	3.62%	2.455**	2.254**	95**
0.9375	1.50%	1.748*	1.846*	57716	1.40%	1.608	1.754*	51987	3.30%	0.778	0.599	157

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平下显著。

3)信用评级下调的信息价值分析

图2是评级下调前后90个交易日的CAAR变动。评级下调之后CAAR持续下降,20个交易日内CAAR下降约4%,90个交易日内CAAR下降超过5%。这一现象表明,评级下调给市场带来了没有预期到的信息,下调之后股票价格出现更大幅度的下跌。这符合国际研究中信用评级下调具有信息价值的结论。

我们的贡献是进一步发现中国债券信用评级下调峭壁具有特别价值。当把评级下调分成下调1级和下调峭壁之后,下调1级和下调峭壁的CAAR变化轨迹都偏离了评级下调的总体轨迹。图2表明,评级下调1级后20个交易日内,CAAR有所下降,随后趋势平稳;评级下调峭壁出现之后的90个交易日内,CAAR持续大幅下降,下降幅度达到了近20%。评级下调峭壁后的CAAR变化,呈现出假设H2中的动量效应。

更重要的是,下调峭壁的轨迹是如此深地向下偏离总体轨迹,以至于下调1级的轨迹是向上偏离总体轨迹的。尽管下调峭壁的样本量较少,评级下调的总体轨迹实际上是由下调峭壁效应主导的;尽管下调1级的占比大,作用反而比较小。这符合假设H2提出的评级下调1级改变股票价格、同时评级峭壁引发更加深远的动量效应的假设。

以上结果说明,在将评级下调分为评级下调1级和评级下调峭壁之后,评级下调峭壁给股票市场带来了实质性的信息冲击,而且持续时间长,直至峭壁出现后90个交易日仍然发挥作用,将评级下调视作一个整体所无法观察到这一现象。下调峭壁的信息冲击实质上主导了评级下调的总体信息流。这个发现告诉我们,在中国信用评级向下调整时,真正有价值的是下调峭壁。

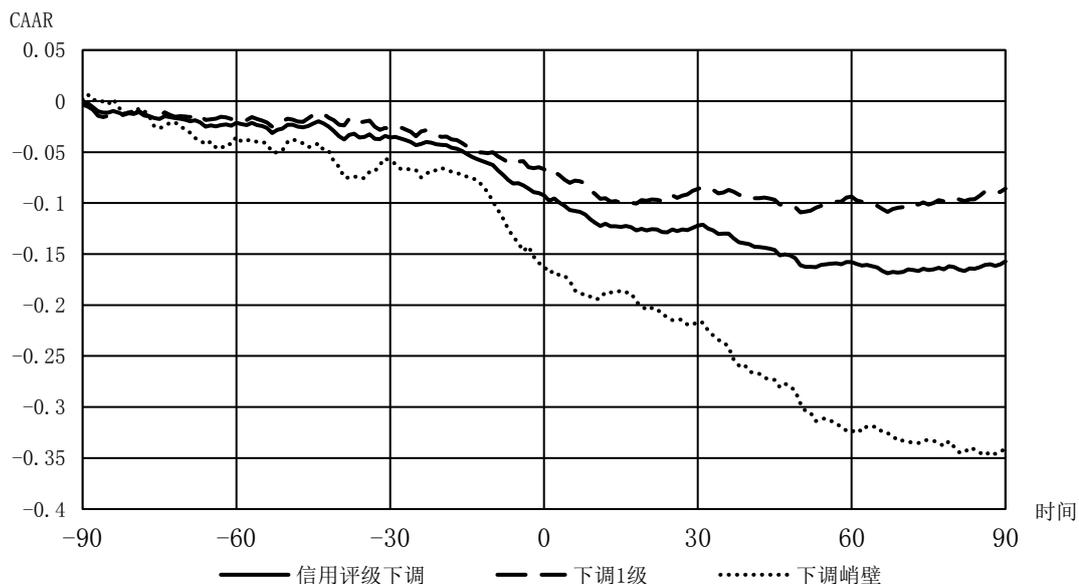


图2 信用评级下调前后的累计平均异常收益

4) 评级下调峭壁信息价值的统计检验

表4给出了不同窗口CAAR是否大于或小于0的统计检验结果,其中Panel A是全部评级下调样本,Panel B是下调1级样本,而Panel C是下调峭壁样本。评级下调全部样本的结果表明,无论是从CAAR的数值大小还是从统计量的显著性来看,中国债券市场信用评级下调具有明确的投资信息价值。评级下调前90个交易日CAAR累计下跌9.01%,下调后90个交易日累计下跌6.70%。可见,中国债券市场信用评级下调就像一个向下的冲力,扰动着股票市场。

表4 信用评级下调峭壁是否具有信息价值的统计检验

窗口区间	Panel A: 评级下调全部样本				Panel B: 评级下调1级样本				Panel C: 评级下调峭壁样本			
	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon
-90:-1	-9.01%	-2.290**	-3.663***	2736***	-6.47%	-2.446**	-1.635	1682***	-15.88%	- 2.846***	-2.100**	133***
0.0625	-6.70%	-2.035**	-2.554**	3822	-2.10%	-0.863	-1.225	2376	-18.24%	- 2.734***	-2.323**	159**
-90:-21	-4.23%	-2.457**	-2.283**	3135***	-3.31%	-1.651	- 2.003**	1890**	-6.80%	-1.609	-1.502	164*
-20:-1	-4.79%	-1.815*	-3.704***	2449***	-3.16%	-2.268**	-1.37	1586**	-9.08%	- 3.184***	- 2.689***	100***
0:20	-3.67%	-2.669***	-3.301***	2554***	-3.30%	- 2.937***	- 2.173**	1467**	-4.58%	-1.656	-1.604	161
0.9375	-3.02%	-1.649*	-1.244	4268	1.20%	0.515	-0.849	2104	-13.67%	-2.285**	-2.006**	176**

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平下显著。

将评级下调样本分成下调 1 级和下调峭壁之后，我们发现它们的投资信息价值表现出不同的模式。下调 1 级的投资信息价值主要体现在评级下调后的 20 个交易日，CAAR 下跌 3.3%，三种统计量均显著，证实了 H2 中下调 1 级具有信息价值的假设。Panel C 则表明，下调峭壁的投资信息价值持续时间要长很多，尤其在峭壁出现后 20 到 90 个交易日期间，CAAR 下跌深达 13.67%，三种统计量均显著。而且，下调峭壁出现之后 CAAR 下跌 18.24%，大于下调峭壁之前下跌幅度，这个模式在下调 1 级中没有出现，证实了评级下调峭壁的引发的动量效应，与假设 H2 相吻合。

综合起来，尽管下调峭壁在下调的全体样本中占比小，评级下调峭壁效应主导着下调全样本的信息价值。这充分地说明，在普遍认为有投资信息价值的评级下调样本中，是下调峭壁发挥着主要作用，它们具有更大的投资信息价值。

4 存在评级峭壁因子吗？

为了更严格地检验中国债券信用评级峭壁的股票投资信息价值，我们仿照 Dichev and Piotroski (2001) 检验评级调整信息价值的方法，将评级峭壁加入到股票定价的模型中，使用 Fama-Macbeth 回归检验股票定价是否存在评级峭壁因子。在 Dichev and Piotroski (2001) 构建的模型中，使用股票市值和股票账面市值比作为定价因子。本文在这一模型的基础上，参考潘莉和徐建国 (2011) 构建的中国 A 股市场因子定价模型，加入在中国市场显著的股票市盈率作为定价因子。实际上在回归过程中，股票市值因子并不显著，因此本文未使用股票市值作为因子。回归模型检验的样本为中国 A 股全部股票，由于 CSMAR 数据库在 2007 年股改后开始收录基本每股收益数据，因此本文检验的数据是 2008 年至 2018 年间股票交易的周度交易数据。本文构建如下的回归模型

$$Return_i = \alpha + \beta_B \log\left(\frac{B}{M_i}\right) + \beta_P \log\left(\frac{P}{E_i}\right) + \omega_1 D_{\text{上调1级}, i} + \omega_2 D_{\text{上调峭壁}, i} + \omega_3 D_{\text{下调1级}, i} + \omega_4 D_{\text{下调峭壁}, i} \quad (11)$$

其中，[[Return]]_i 是股票 i 的周收益率，log([[B/M]]_i) 是股票 i 账面市值比的自然对数值，log([[P/E]]_i) 是股票 i 市盈率的自然对数值。回归中使用的账面市值比和市盈率的描述性统计如表 5 所示。D_(上调 1 级, i)、D_(上调峭壁, i)、D_(下调 1 级, i) 和 D_(下调峭壁, i) 为虚拟变量。以 D_(上调 1 级, i) 为例说明虚拟变量的取值方法，如果该上市公司的债

券信用评级上调 1 级，上调之后 w 周 ($w=13, 26, 39, 52$) 时间内分别赋值为 1，其他情况皆赋值为 0。其他虚拟变量的赋值方法类似。由此，得到 $w=13$ 周、26 周、39 周、52 周共四组虚拟变量分别进行 Fama-Macbeth 回归。

表 1 的描述性统计揭示了评级变动样本分布不均的情况，Dichev and Piotroski (2001) 指出这种情况下，对截面回归的等权重简单平均会增大估计的误差，因此推荐采用 Fama (1998) 的修正方法，对截面回归的结果按照精确度 (即截面回归标准误的倒数) 加权平均。本文对等权重和按精确度加权的两种 Fama-Macbeth 回归都进行了计算，得到四组虚拟变量的回归结果如表 6 所示。

表 6 的结果表明，无论是否采用精确度加权，评级上调 1 级对股票收益率都具有统计上显著的解释能力，但是这种解释能力在上调 1 级后 3 个月内有 0.20% 左右，远不如上调峭壁后 3 个月内的 0.75% 左右，并且随着时间的推移，这种解释能力在经济上愈发微弱。在等权重回归中，上调峭壁在 6 个月内为股票带来了每周 0.59% 的收益；精确度加权后，直到上调峭壁后 1 年统计上都是显著的，并且每周 0.36% 的收益在经济意义上也是较大的。

对于评级下调 1 级来说，无论是否采用精确度加权，评级下调 1 级对股票价格的影响均不显著，仅在下调 1 级后 3 个月内对股票价格的影响超过了 -0.1%，随后这种影响在经济上也变得微弱。但是评级下调峭壁在两种回归方法下始终保持显著，等权重回归时解释能力在每周 -0.69% 到 -1.11% 之间，使用精确度加权后更是可以解释 -1.04% 到 -1.40% 的股票周收益率。上述结果给出了中国债券信用评级变动峭壁因子存在的支持证据，也从资产定价的角度给出了支持本文主要实证结果的证据。

表 5 自变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	5%	25%	50%	75%	95%
$\log(B/M)$	-0.1692	0.9875	-1.6846	-0.7870	-0.1963	0.4190	1.4329
$\log(P/E)$	3.8141	1.1053	2.3026	3.0668	3.6395	4.3870	5.9532

表 6 检验是否存在评级峭壁因子

距离评级变动	13 周	26 周	39 周	52 周
时间	(3 个月)	(6 个月)	(9 个月)	(12 个月)
Panel A: 等权重 Fama-Macbeth 回归				
评级上调 1 级	0.0023	0.0012	0.0011	0.0008
	(2.2348**)	(1.7815*)	(2.0493**)	(1.7948*)

评级上调峭壁	0.0072	0.0059	0.0032	0.0035
	(2.0579**)	(2.3987**)	-1.5276	(1.9345*)
评级下调 1 级	-0.0013	0.0006	0.0005	0.0006
	(-0.4791)	-0.2757	-0.2662	-0.3611
评级下调峭壁	-0.0069	-0.0111	-0.0107	-0.0076
	(-1.4323)	(-2.8056***)	(-2.5459**)	(-1.9197*)
Panel B: 按精确度加权的 Fama-Macbeth 回归				
评级上调 1 级	0.002	0.0014	0.0013	0.0011
	(2.5801**)	(2.6581***)	(3.1807***)	(2.8965***)
评级上调峭壁	0.0075	0.006	0.0042	0.0036
	(2.4677**)	(2.8644***)	(2.4296**)	(2.3621**)
评级下调 1 级	-0.0029	-0.0008	-0.0002	0.0001
	(-1.4020)	(-0.5243)	(-0.1607)	-0.0523
评级下调峭壁	-0.0129	-0.014	-0.0126	-0.0104
	(-3.2949***)	(-4.2501***)	(-4.0045***)	(-3.4239***)

注：括号里的数字为系数的 T 统计量；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著。

5 稳健性检验

5.1 信用评级连续变动的分析

为避免评级大幅度调整对市场带来的冲击，评级机构可能会逐步调整评级。评级机构每年公布一次跟踪评级，因此本文将 360 天内两次同方向的评级 1 级变动定义为评级连续变动。样本中，评级连续上调样本 14 个，连续下调样本 8 个，相对于评级 1 级调整很少，样本过少所有统计量都不显著，可以认为评级连续变动不会影响前文的实证结果。

5.2 高市场占有率、高认可度的评级机构的分析

不同评级机构在评级质量和市场影响上可能有差别，因此区分评级机构进行分析。由于我国评级机构较多，每家评级机构的样本较少，本文将市场占有率较高、认可度较高的评级机构作为一组，进行实证分析。在 2019 年之前银行间市场交易商协会认可的评级机构有 5 家，考虑到 2018 年大公国际被处罚，本文将剩余 4 家（上海新世纪、中诚信国际、联合资信、东方金诚）及关联评级机构（中诚信证评和联合信用）作为一组。筛选后评级上调样本 415 个，其中上调 1 级 396 个，上调峭壁 19 个；评级下调样本 81 个，其中下调 1 级 61 个，下调峭壁 20 个。统计检验结果如表 7 所示。

从表 7 可以看出，筛选后的样本和全样本的统计检验结果相近，评级上调超过一级时股票价格存在显著变化，评级下调一级的影响远不如下调超过一级深远。信用评级峭壁在高市

场占有率、高认可度的评级机构之中是广泛存在的，研究结论并非少数低评级质量的评级结果导致的。

5.3 使用 Fama 三因子和五因子检验评级峭壁因子

前文所构建的评级峭壁因子模型，是依据针对中国市场的研究结果建立的，本部分使用 Fama 三因子模型和五因子模型建立评级峭壁因子模型。由于是否发生评级变动是虚拟变量，在使用资产组合收益率作为因子的模型中，因子载荷的估计有偏，因此本文使用 Fama 因子（个股 β 、个股市值、账面市值比、资产报酬率和资产增长率）作为因子载荷，再次构建因子模型，结果如表 8 所示。

在三因子和五因子的回归分析中，评级上调 1 级、评级下调 1 级都是不显著的，评级下调峭壁是显著的；评级上调峭壁在 10% 的水平下显著；从收益率的变动幅度上看，评级变动峭壁也是远高于 1 级变动的。在五因子的回归分析中，评级上调峭壁后 6 个月时表现出 5% 的显著水平。这一结果也证实了前文的结论，信用评级变动峭壁是具有信息价值的。

表7 部分信用评级机构信用评级调整的统计检验

窗口区间	Panel A: 评级上调全部样本				Panel B: 评级上调1级样本				Panel C: 评级上调峭壁样本			
	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon
-90:-1	1.93%	1.8848*	1.6860*	41954	1.38%	1.3924	1.2491	38577	13.53%	1.5797	1.623	76
0.0625	1.53%	1.457	1.6978*	42137	1.28%	1.197	1.569	38981	6.75%	1.244	0.8012	67
-90:-21	2.39%	2.6713***	2.4774**	39319	1.75%	2.0712**	1.9154*	36405	15.63%	1.9590*	2.0935**	62
-20:-1	-0.45%	-0.8154	-0.8623	36541**	-0.38%	-0.6847	-0.7321	33723*	-2.10%	-0.4921	-0.5748	62
0:20	-0.05%	-0.0961	0.2482	40132	-0.30%	-0.5178	-0.1365	35343	5.13%	2.7988**	2.3947**	40**
0.9375	1.59%	1.6926*	1.7231*	40474	1.58%	1.6720*	1.7825*	36901	1.62%	0.2938	-0.09	85
窗口区间	Panel A: 评级下调全部样本				Panel B: 评级下调1级样本				Panel C: 评级下调峭壁样本			
	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon
-90:-1	-10.64%	-3.2368***	-2.0235**	841***	-6.85%	-1.9003*	-1.3952	610**	-22.21%	-	-	17***
0.0625	-10.45%	-2.6272**	-2.0089**	1181*	-4.87%	-1.4469	-1.3177	829	-27.48%	3.1444***	2.0400**	37**
-90:-21	-6.55%	-2.7391***	-2.5002**	809***	-4.33%	-1.6134	-	593**	-13.31%	-	-	18**
-20:-1	-4.09%	-2.2709**	-1.4942	1001	-2.51%	-1.3093	1.9264*	713	-8.90%	-2.6712**	-1.6445	25**
0:20	-4.08%	-2.6020**	-2.0520**	853**	-3.64%	-	-	533*	-5.42%	-2.0850*	-	41
0.9375	-6.37%	-1.6682*	-1.8423*	1311	-1.23%	2.4103**	1.7150*	915	-22.06%	-1.2178	-1.1643	40**
						-0.3548	-1.134	915	-22.06%	-2.0494*	-1.9069*	40**

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平下显著。样本为上海新世纪、中诚信（含中诚信国际和中诚信证评）、联合（含联合资信和联合信用）、东方金诚的评级记录。

表 8 使用 Fama 因子检验评级峭壁因子

距离评级变动	13 周	26 周	39 周	52 周
时间	(3 个月)	(6 个月)	(9 个月)	(12 个月)
Panel A: 使用三因子的回归分析				
评级上调 1 级	0.0006	0	-0.0002	-0.0005
	-0.7425	(-0.0255)	(-0.5898)	(-1.3291)
评级上调峭壁	0.0052	0.004	0.0026	0.0018
	(1.7735*)	(1.9554*)	-1.5082	-1.1935
评级下调 1 级	0.0003	0.0008	0.0011	0.0011
	-0.1859	-0.699	-1.1895	-1.2876
评级下调峭壁	-0.0102	-0.0045	-0.0044	-0.0021
	(-3.8816***)	(-2.1460**)	(-2.4070**)	(-1.2885)
Panel B: 使用五因子的回归分析				
评级上调 1 级	0.0007	0	-0.0002	-0.0004
	-0.9318	-0.0431	(-0.3970)	(-1.0779)
评级上调峭壁	0.0052	0.0044	0.0033	0.0023
	(1.7602*)	(2.1118**)	(1.9142*)	-1.511
评级下调 1 级	0.0001	0.0004	0.0008	0.0009
	-0.0603	-0.3743	-0.8387	-1.097
评级下调峭壁	-0.0106	-0.0048	-0.0046	-0.0028
	(-4.0533***)	(-2.2776**)	(-2.5067**)	(-1.6717*)

注：括号里的数字为系数的 T 统计量；*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著。在使用三因子的回归分析中，因子是个股 β 、个股市值和账面市值比；在使用五因子的回归分析中，因子是个股 β 、个股市值、账面市值比、资产报酬率和资产增长率。个股 β 基于中国资产管理研究中心公布的五因子数据，通过时间序列回归计算；其他指标来自 CSMAR 数据库。

6 进一步解释：信息均匀性假说

信用评级变化相关文献中提出的理论解释并不能完全解释本文关于评级变动峭壁的发现。比如，Ederington and Goh (1998) 提出的“利益相关”论，仅解释了评级上调和下调信息价值的不对称性。被评级对象愿意及早披露对自己有利的信息，因此，评级上调信息在上调之前就已经被市场了解吸收，评级上调并不会带来明显的市场反应。但被评级对象不愿披露不利信息，评级下调信息不会像上调信息那样提前被市场知晓；同时，信用评级机构出于声誉的考虑，对信用评级下调会更为谨慎。由此，评级下调会对市场产生重要影响。“利益相关”理论并不能解释上调峭壁为什么会有投资信息价值，也不能解释为什么下调峭壁的信息价值更大。

近年的文献 Bedendo et al. (2018) 提出了“信誉冲击”理论解释, 从投资者感知的角度解释了在评级机构的声誉受到负面冲击 (如 2001 年的安然丑闻、2013 年美国政府起诉标普) 的情况下, 为什么投资者会认为评级下调具有更大的信息价值。其核心思想是, 负面冲击令投资者意识到评级机构惯于夸大评级, 如果此时出现了评级下调, 投资者会认为实际情况可能更为糟糕。因此, 在信誉冲击之下, 投资者会对评级下调做出更强烈的反应。这个理论的前提是评级机构的信誉冲击, 但本文研究的评级峭壁并不以评级机构的信誉状态为条件。所以, 这个理论解释也不能直接拿来用于本文的结果。

为了解释评级变动峭壁在中国具有特别的投资信息价值的现象, 本文提出一个信息均匀性理论假说。假设在类似中国的新兴市场, 由于法律与执行、监管与市场等原因, 债券市场的评级机构的信誉成本低, 评级机构并不是每时每刻都“如履薄冰, 如临深渊”地尽职, 由此导致整个市场上评级所包含的有用信息的密度并不均匀。形成对比的是, 在发达经济中的债券市场中, 评级机构的信誉成本较高, 每个评级结果的得出都更为尽职, 在这些市场中评级的有用信息密度分布比较均匀。

对市场的投资者来说, 评级包含的有用信息密度分布是否均匀是公共信息, 但具体的分布却是评级机构的私有信息。评级变动体现了信息的一阶变化, 通过一阶变化, 信息分布中密度高的不连续点就会显示出来。投资者通过评级变动峭壁标示这些高信息密度的不连续点。

评级上调峭壁包含了上调和额外上调两种有用信息, 后者是一种惊喜。虽然被评级企业乐于提前向市场释放对自己有利的信息, 会冲销评级上调的投资信息价值 (Ederington and Goh, 1998)。但当投资者利用额外上调定位出特别有价值的投资对象后, 收获额外的惊喜, 这就像在一片相似的沙滩上突然踢到美丽的贝壳。因此, 上调峭壁的投资价值是投资者对这份额外惊喜的市场反应。

评级下调峭壁则包含了下调和额外下调两种有用信息。由于被评级对象总是会到“东窗事发”时才披露对自己不利的信息。因此, 市场会对评级下调有所反应 (Ederington and Goh, 1998)。而额外下调则给投资者一种验证性的惊吓, 会带来更大的市场反应, 即股价下跌更深、持续时间更长。

7 结论

基于“债股联动”的视角,本文发现了中国债券市场信用评级变动峭壁具有明确的股票投资信息价值。评级上调峭壁具有投资信息价值的发现挑战了国际文献关于评级上调不能带来新信息的成见,评级下调峭壁的股票价格下跌冲力效应的发现,推动了评级下调信息价值文献的前沿移动,贡献了来自发展中国家债券市场新的见解。不仅如此,证据表明,中国债券信用评级上调峭壁因子和下调峭壁因子是股票价格的显著决定因子。

本文的研究提供了发掘备受争议的中国债券信用评级价值的新视角。如果说在水平意义上难以发现中国债券信用评级的价值,那就在一阶、高阶变化意义上寻找潜在的价值。本文发现的评级变动峭壁,实质上是评级的一种高阶变化。

在本文的基础上可以进行多种有价值的后续研究。评级变动峭壁的股票投资信息价值是否是中国独有的现象、中国债券信用评级其他形式的高阶变化是否具有投资信息价值,值得学界进一步探究。

参考文献:

迟国泰,于善丽.基于违约鉴别能力最大的信用等级划分方法[J].管理科学学报,2019,22(11):106-126.

何平,金梦.信用评级在中国债券市场的影响力[J].金融研究,2010(4):15-28.

寇宗来,盘宇章,刘学悦.中国的信用评级真的影响发债成本吗?[J].金融研究,2015(10):81-98.

马榕,石晓军.中国债券信用评级结果具有甄别能力吗?——基于盈余管理敏感性的视角[J].经济学(季刊),2015(1):9.

王雄元,高开娟.如虎添翼抑或燕巢危幕:承销商,大客户与公司债发行定价[J].管理世界,2017(9):42-59.

Merton R C. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates[J]. The Journal of Finance, 1974, 29(2): 449-470.

Fleming J, Kirby C, Ostdiek B. Information and volatility linkages in the stock, bond, and money markets[J]. Journal of financial economics, 1998, 49(1): 111-137.

林晚发, 赵仲匡, 刘颖斐, 等. 债券市场的评级信息能改善股票市场信息环境吗?——来自分析师预测的证据[J]. 金融研究, 2020, 478(4): 166-185.

Hand J R M, Holthausen R W, LEFTWICH* R W. The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices[J]. The Journal of Finance, 1992, 47(2): 733-752.

Dichev I D, Piotroski J D. The long-run stock returns following bond ratings changes[J]. The Journal of Finance, 2001, 56(1): 173-203.

Steiner M, Heinke V G. Event study concerning international bond price effects of credit rating actions[J]. International Journal of Finance & Economics, 2001, 6(2): 139-157.

Jorion P, Liu Z, Shi C. Informational effects of regulation FD: evidence from rating agencies[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 76(2): 309-330.

路妍. 金融危机后的国际金融监管合作及中国的政策选择[J]. 管理世界, 2011 (4): 169-170.

Dimitrov V, Palia D, Tang L. Impact of the Dodd-Frank act on credit ratings[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115(3): 505-520.

Driss H, Massoud N, Roberts G S. Are credit rating agencies still relevant? Evidence on certification from Moody's credit watches[J]. Journal of Corporate Finance, 2019, 59: 119-141.

Bhattacharya U, Wei K D, Xia H. Follow the money: Investor trading around investor-paid credit rating changes[J]. Journal of Corporate Finance, 2019, 58: 68-91.

王安兴, 解文增, 余文龙. 中国公司债利差的构成及影响因素实证分析[J]. 管理科学学报, 2012 (5): 32-41.

Livingston M, Poon W P H, Zhou L. Are Chinese credit ratings relevant? A study of the Chinese bond market and credit rating industry[J]. Journal of Banking & Finance, 2018, 87: 216-232.

Hu X, Shi J, Wang L, et al. Foreign ownership in Chinese credit ratings industry: information revelation or certification?[J]. Journal of Banking & Finance, 2020: 105891.

刘娥平, 施燕平. 盈余管理, 公司债券融资成本与首次信用评级[J]. 管理科学, 2014 (5): 91-103.

林晚发, 刘颖斐. 信用评级调整与企业杠杆——基于融资约束的视角[J]. 经济管理, 2019 (6): 12.

杨炳铎, 汤教泉. 中国债券收益率的可预测性检验[J]. 系统工程理论与实践, 2019, 39(4): 970-985.

张亦春, 陈华, 郑晓亚. 中国企业部门信用风险溢价期限结构与宏观经济因子[J]. 中国管理科学, 2019, 27(5): 1-10.

陈庭强, 马百超, 李心丹. 投资者情绪, 偿债能力与 CDS 交易对手流动性风险传染[J]. 系统工程理论与实践, 2020, 40(3): 559-578.

林晚发, 刘颖斐, 杨琴. 高管财务经历与企业信用评级: 基于盈余管理的视角[J]. 管理科学, 2020, 32(4): 3-16.

Kliger D, Sarig O. The information value of bond ratings[J]. The Journal of Finance, 2000, 55(6): 2879-2902.

孙克. 企业债信用等级迁移的价格效应及影响因素研究[J]. 证券市场导报, 2019 (6): 6.

林晚发, 陈晓雨. 信用评级调整有信息含量吗?——基于中国资本市场的证据[J]. 证券市场导报, 2018 (7): 6.

Kronlund M. Do bond issuers shop for favorable credit ratings?[J]. Management Science, 2020.

宋敏, 甘煦, 林晚发. 债券信用评级膨胀: 原因, 影响及对策[J]. 经济学动态, 2019 (3): 12.

Ederington L H, Goh J C. Bond rating agencies and stock analysts: who knows what when?[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1998: 569-585.

Bedendo M, Cathcart L, El-Jahel L. Reputational shocks and the information content of credit ratings[J]. Journal of Financial Stability, 2018, 34: 44-60.

Bruno V, Cornaggia J, Cornaggia K J. Does regulatory certification affect the information content of credit ratings?[J]. Management Science, 2016, 62(6): 1578-1597.

潘莉, 徐建国. A 股市场的风险与特征因子[J]. 金融研究, 2011, 10: 140-154.

Daniel K, Hirshleifer D, Subrahmanyam A. Investor psychology and security market under \square and overreactions[J]. the Journal of Finance, 1998, 53(6): 1839-1885.

Boehmer E, Masumeci J, Poulsen A B. Event-study methodology under conditions of event-induced variance[J]. Journal of Financial Economics, 1991, 30(2): 253-272.

Fama E F, MacBeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(3): 607-636.

Fama E F. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance[J]. Journal of Financial Economics, 1998, 49(3): 283-306.