

我国上市公司“小股民起义”现象的影响因素与经济后果

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

石丽娜

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 利用近年来可获得的中小股东通过提出不同于控股股东的新议案和否决控股股东提出的旧议案的“小股民起义”事件，本文实证考察了我国上市公司中小股东如何主动参与上市公司的治理。研究发现，当中小股东的相对力量较大、缺乏可依靠的独立性较高的董事会时，中小股东发起提案的可能性增加；而中小股东否决旧议案则主要受到公司绩效的影响。“小股民起义”将通过促使董事会成员的变更实现改善公司治理结构，最终提高公司长期绩效。而上述实现路径在非国有企业、股权结构更加分散、制衡度更高的企业中更加显著。因而，“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代潜在的外部治理机制之一。

关键词 小股民起义 股权分散 提案 否决 董事会成员更迭

一 引言

合计持有股份 3.15%的个人股东王振华和梁树森于 2014 年 3 月 31 日向深市 A 股上市公司东方宾馆提交了《关于罢免公司全体董事的议案》临时提案。在随后召开的东方宾馆 2013 年度股东大会上，上述两位股东提交的罢免全体董事的议案虽然遭到股东大会的否决，但东方宾馆投资大角山酒店的关联交易议案在控股股东回避表决后同样被否决。值得注意的是，在这一事件中，提议罢免全体董事，并主导关联交易议案否决的王振华和梁树森仅仅是两位个人股东。上述事件由于一改以往在公司治理实践中由控股股东主导、小股东被动选择“以脚投票”的印象，不仅提出不同于控股股东的“新”议案，而且否决控股股东提出的“旧”议案，而被一些媒体形象地称为“小股民起义”^①。借鉴媒体的相关表述和思想，本文所谓的“小

^① 在《南方周末》2014 年 7 月 4 日“股票就是选票，股民也是股东”一文的报道中，记者形象地把上述行为描述为“小股民起义”。参见网址：[http://search.infzm.com/search.php?q=小股民“起义”&site=search-infzm.com&page=0](http://search.infzm.com/search.php?q=小股民%20起义&site=search-infzm.com&page=0)。

股民起义”同样指的是第一大股东（或控股股东）之外的中小股东或者通过行使提案权提出临时议案，或者通过在股东大会上行使投票权，最终否决大股东所提出的议案的行为^②。需要说明的是，本文参与“小股民起义”的中小股东尽管可能包含了排名前几位的股东，但由于这些股东并不拥有对公司的控制权或共同控制权，只能像传统意义上的小股民一样通过在股东大会上提出议案，行使表决权来主动参与上市公司的治理，维护自己的利益，因此，我们仍然将他们的上述提出新议案和否决旧议案的行为形象地称为“小股民起义”。

伴随着我国资本市场法律环境的改善和中小股民权利意识的增强，“小股民起义”事件近年来呈现爆发式增长的趋势。按照本文的统计，从 2010 年到 2015 年我国上市公司中至少发生了 213 起所谓的“小股民起义”事件。我们理解，这些“小股民起义”事件不仅成为标志我国资本市场进入股权分散时代的典型事件之一^③，而且将对我国上市公司治理实践产生深远持久的影响。

以往研究表明，我国上市公司控股股东与外部分散股东之间存在严重的利益冲突，控股股东会以关联交易、资金占用等形式对外部分散股东进行“隧道挖掘”（张华等，2004；李增泉等，2005；姜国华等，2005；Jiang 等，2010）。除了董事会独立性、法律环境以及媒体税务实施等法律外制度（Wu 等，2009；叶康涛等，2007；王鹏，2008；李培功和沈艺峰，2010），股权制衡同样被证明与控股股东隧道挖掘的减少存在显著正相关关系（李增泉等，2004；陈信元和汪辉，2004；白重恩等，2005）。然而，股权制衡是如何通过具体的实现机制来抑制控股股东的隧道挖掘行为的问题对于公司治理理论和实务依然是一只尚未打开的“黑箱”。近年来，黎文靖等（2012）、孔东民等（2013）利用中小股东网络投票参与度开展的相关考察有助于我们形成对中小股东如何参与上市公司治理的相关认识。

本文关注我国上市公司“小股民起义”事件的影响因素和经济后果。利用近年来可获得的第一大股东之外的中小股东通过提出不同于控股股东的新议案和否决控股股东提出的旧议案的“小股民起义”事件，本文更加清晰地揭示中小股东如何主动参与上市公司治理，来抑制控股股东隧道挖掘行为，从而一定程度打开了股权制衡如何改善公司治理的“黑箱”。本文的研究表明，当中小股东的力量相对较大，可以和控股股东抗衡时，中小股东发起提案的可能性增加；同时缺乏可以依靠的独立性较高的董事会成为引发中小股东发起提案的诱因；而中小股东否决控股股东提出的议案则主要受到公司绩效的影响。上述结果意味着主动参与意识相对较弱的中小股东只有在切实利益受到威胁时才更愿意站出来维护自己的权益。从动机转变为现实一定程度与我国资本市场进入股权分散时代，股东力量对比发生显著变化有关。这反过来支持了郑志刚（2017）等所认为我国资本市场开始进入股权分散时代的观点。

在检验了影响因素的基础上，本文进一步考察了“小股民起义”可能带给上市公司的经济后果。基于事件研究的考察结果表明，我国资本市场对“小股民起义”事件发生当天的市场反应显著为负。这一定程度与“小股民起义”所暴露出的公司内部意见分歧以及由此产生的不确定性使投资者对公司的信心短期受挫有关。基于更为直接的经济后果的考察发现，中小股东通过提出人事任免类议案，促使董事会成员的变更，以此最终实现改善公司治理结构，提升公司绩效的目的。而这一实现路径在非国有控股、股权结构更加分散、股权制衡度更高的上

^② 2013 年 12 月 28 日发布的新《公司法》第一百零二条规定，“单独或者合计持有公司百分之三以上股份的股东，可以在股东大会召开十日前提出临时提案并书面提交董事会；董事会应当在收到提案后二日内通知其他股东，并将该临时提案提交股东大会审议。临时提案的内容应当属于股东大会职权范围，并有明确议题和具体决议事项。”

^③ 我国上市公司股东权利保护的事实改善和风险分担的意识加强使得原控股股东倾向于选择股权分散的股权结构；而从 2005 年到 2007 年进行的股权分置改革使股票的自由流通，甚至控制权变更成为可能；随着可以投资股票等资金比例上限不断提高，险资等机构投资者开始大举进入资本市场，甚至通过在二级市场公开举牌一度成为一些上市公司的第一大股东。在上述三个因素的共同促进下，从 2015 年开始我国上市公司第一大股东的平均持股比例低于代表相对控股权的“三分之一”。中国资本市场由此以 2015 年爆发的万科股权之争为标志进入分散股权时代（参见郑志刚，2017）。

市公司中更加显著。本文的考察一定程度为揭示“小股民起义”事件所扮演的潜在公司治理机制的实施路径和影响机制提供了证据。

本文从以下几个方面构成对公司治理文献新的贡献。第一,本文实证考察了我国上市公司中小股东是如何通过行使提案权和投票表决权来主动参与公司治理,一定意义上打开了股权制衡如何改善公司治理的“黑箱”。对于公司治理始终关注的中小股东利益保护问题,以往文献更多从董事会独立性、法律对投资者权力保护以及法律外制度环境等视角来考察其抑制控股股东隧道挖掘行为的作用(Wu等,2009;叶康涛等,2007;王鹏,2008;李培功和沈艺峰,2010)。虽然有研究表明,其他股东对第一大股东的股权制衡同样是抑制控股股东隧道挖掘行为的潜在治理机制之一(李增泉等,2004;陈信元和汪辉,2004;白重恩等,2005),

但股权制衡是如何通过具体的实现机制来抑制控股股东的隧道挖掘行为对于公司治理理论和实务依然是一只尚未打开的“黑箱”。本文利用我国资本市场近期出现的“小股民起义”事件提供了中小股东提出新议案和否决旧议案,抗衡控股股东(第一大股东),主动参与公司治理,维护自身利益的经验证据,从而在一定意义上打开了股权制衡如何改善公司治理的“黑箱”,构成相关文献的重要补充和扩展。

第二,通过揭示“小股民起义”在分散股权时代扮演公司治理角色可能的作用路径和实现机制,本文的研究表明“小股民起义”已成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的公司治理机制之一。本文的研究从而为我国资本市场进入分散股权时代,上市公司如何形成合理的治理模式带来丰富的政策含义。本文的研究发现,中小股东通过提出不同于大股东提出的新的人事任免类议案,使董事会成员发生变更,由此改善公司治理结构,促进公司长期绩效的改善。因而,“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的外部公司治理机制之一。

我国资本市场仓促进入股权分散时代,无论公司治理理论还是实务界,对于股权分散时代公司治理特征均缺乏系统性的知识。本文的研究表明,制衡的股权结构是小股民提出不同于大股东的议案和否决大股东提出的旧议案的先决条件;缺乏独立性的董事会等无法成为有效的治理机制成为小股东被迫起义的现实原因;而糟糕的企业绩效更容易唤醒中小股东参与公司治理的自觉,通过提出新议案和否决旧议案来避免自身的利益受到损害;在缺乏特殊政治经济影响力的非国有控股公司以及股权更为分散、制衡度更高的公司中,“小股民起义”对上市公司的治理效应更加显著。本文的讨论由此有助于理论界与实务界形成“小股民起义”发生的先决条件、现实原因和作用效果的认识,不仅丰富了正在形成中的分散股权时代公司治理模式研究的相关文献,而且为我国上市公司治理实践中如何发挥“小股民起义”这一潜在的治理机制带来了丰富的政策含义。

第三,采用得分倾向匹配法(PSM)和双重差分方法(DID)来控制可能存在内生性问题,本文为潜在公司治理机制的治理效果评估提供了较为信服的证据,从而构成了以往治理机制治理效果评估文献的重要补充(Pfeffer,1972;Pugliese等,2009;Fama和Jesen,1983;白重恩等,2005)。对于潜在公司治理机制的治理效果的评估,由于在治理机制与治理效果之间可能受到双向因果关系、缺失变量、样本选择偏差等的影响,相关实证结果很大程度受到内生性问题的困扰。通过采用上述方法控制了内生性问题后,本文的研究在一定程度上信服地表明,“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代中十分重要的公司治理机制。

第四,与以往围绕董事会成员变更的文献认为差的企业绩效等是导致董事会成员变更的重要影响因素(Eriksson等,2001;Cornelli和Karakas,2012;Parrino,1997;Acharya等,2013)不同,本文的研究表明,除了差的企业绩效等远因,通过提出不同于大股东议案和否决大股东提出议案的“小股民起义”则成为引起董事会成员变更的近因。因而,本文的讨论同时构成董事会成员变更和高管更迭影响因素文献的重要补充和扩展。

本文以下部分的内容组织如下。第二节在相关文献回顾的基础上提出本文待检验假设;

第三节介绍本文主要模型、变量定义，以及统计描述；第四节不仅识别和揭示“小股民起义”事件背后的影响因素，而且实证考察“小股民起义”事件的经济后果；最后简单总结全文。

二 文献回顾与假设发展

（一）文献回顾

公司治理传统上关注的是现代公司由于所有权与经营权的分离产生的经理人与股东之间的利益冲突问题，这集中体现在从 Jensen 和 Meckling (1976) 开始提出的“代理成本”研究范式。即围绕生产经营管理的信息不对称，存在委托代理关系的股东和经理人之间如何形成合理的公司治理结构来降低经理人的代理成本。然而，La Porta 等 (LLS, 1999) 的研究发现，在 27 个发达国家或地区中，大企业的股权集中地控制在大股东手中，因而他们郑重地提醒公司治理理论界与实务界，“全球大企业中最重要代理问题已经转为如何限制大股东剥削小股东利益的问题”。之后，Claessens 等 (2000) 对东亚 9 个国家和地区、Faccio 和 Lang (2002) 和 Berglof 和 Pajuste (2003) 对欧洲的研究，以及张华、张俊喜和宋敏 (2004) 对中国的研究都表明，在很多国家，大股东与小股东之间存在严重的利益冲突，成为十分重要和突出的新的公司治理问题。外部中小股东的“双重委托人”身份（无论对于经理人还是控股股东，由于处于生产经营管理信息的劣势，而成为委托人）决定了保护“处于弱势”的外部分散股东成为公司治理政策制定的逻辑出发点。

我国很大比例的上市公司往往具有持股比例远超其他股东的控制性股东。控股股东“一股独大”以及一些控股股东的国有性质由此被认为是我国上市公司重要的治理特征（冯根福等，2002；白重恩等，2005）。面对控股股东的“一股独大”，如何避免控股股东借助“金字塔”结构、交叉持股等实现现金流权与控制权分离（Johnson 等，2000；Claessens 等，2000），以对小股东的利益进行“隧道挖掘”成为我国公司治理理论和实务需要思考的重要问题。基于我国上市公司的证据表明，关联交易和以应收账款和其他应收款等形式实现的资金占用成为控股股东对外部分散股东进行“隧道挖掘”的重要形式（张华等，2004；李增泉等，2005；姜国华和岳衡，2005；Jiang 等，2010）。而董事会独立性（叶康涛等，2007）、法律环境（Wu 等，2009；王鹏，2008）以及媒体税务实施等法律外制度（李培功和沈艺峰，2012）则被认为是有助于抑制控股股东“隧道挖掘”行为的潜在治理机制。

单纯从理论和以往研究提供的经验证据看，股权制衡同样能抑制控股股东侵害中小股东的掏空行为，有利于公司业绩和价值的提升（Shleifer 和 Vishny, 1986；La Porta 等，1999；Bennedsen 和 Wolfenzon, 2000；Maury 和 Pajuste, 2005；李增泉等，2004；陈信元和汪辉，2004；白重恩等，2005）。在基于我国上市公司的实证研究中，以往文献往往采用第一大股东与第二到五大股东（部分文献是从第二到第十大股东）的比例来刻画和度量“股权制衡”。基于上述度量的股权制衡在统计上与控股股东隧道挖掘行为呈现的显著负相关关系仅仅描述了一种可能性，其实现机制无论在理论还是证据上依然停留在“黑箱”阶段，我们并不清楚股权制衡是通过怎样具体的实施路径来抑制控股股东的隧道挖掘行为的。

近年来学术界一直试图打开股权制衡如何改善公司治理的“黑箱”。黎文靖等 (2012) 基于中小股东网络投票参与度的研究表明，中小股东积极参与公司治理能够提高公司财富，保护自身利益，但中小股东参与程度受大股东代理问题严重程度的影响。孔东民等 (2013) 进一步研究表明，中小股东的“冷漠”整体而言是非理性的，损害了其自身利益，因而该研究主张中小股东应该更加主动地参与到上市公司治理中来。

本文利用近年来可以获得的中小股东通过提出不同于控股股东的新议案和否决控股股东提出的旧议案的“小股民起义”事件，更加清晰完整地揭示了中小股东如何主动参与上市公司治理，抑制控股股东隧道挖掘行为。在一定意义上，本文的研究打开了股权制衡如何改善

公司治理的“黑箱”，构成相关文献的重要补充和扩展。

（二）假设发展

理论上，大股东在公司治理中扮演的角色是一把“双刃剑”。一方面，大股东的存在有助于解决小股东在监督经理人问题上的“搭便车”行为，因而在降低由所有权与经营权分离导致的经理人代理成本问题上，大股东将扮演重要的公司治理角色（Shleifer 和 Vishny, 1986）。这同样是在一些法律对投资者权利保护不足的国家 and 地区，上市公司股权结构趋向于集中，并形成股权集中的治理模式背后的原因（La Porta 等, 1998; Burkart 等, 2003）。另一方面，在简单多数的表决机制下，第一大股东由于持有较多的股份，能对公司重大决策产生举足轻重的影响。特别是借助“金字塔”结构、交叉持股等控制权结构实现现金流权与控制权分离，控股股东可以通过关联交易、资金占用等形式对外部分散股东的利益进行“隧道挖掘”（Johnson 等, 2000; Claessens 等, 2000; 张华等, 2004; 李增泉等, 2005; 姜国华和岳衡, 2005; Jiang 等, 2010）。

传统上，控股股东“一股独大”被认为是我国上市公司治理模式的典型特征（冯根福等, 2002; 白重恩等, 2005）。面对控股股东“一股独大”、包揽一切的局面，以往中小股东更多选择逆来顺受，甚至被动地“以脚投票”。黎文靖等（2012）、孔东民等（2013）的研究表明，中小股东的“冷漠”整体而言是非理性的，将损害其自身利益。我们注意到一个基本事实是，中小股东无论提出不同于控股股东的新议案，还是否决控股股东提出的旧议案，要获得投票通过，很大程度上取决于中小股东与第一大股东的股权制衡力量的对比。近些年，随着我国资本市场逐渐进入分散股权时代，中小股东与第一大股东的股权制衡力量对比发生变化，中小股东借助法律赋予自己的提案权、投票表决权维护自己的利益不仅成为可能，而且变为现实。因此，相对分散的股权结构成为小股民可以“起义”的先决条件。

理论上，如果来自外部、利益中性、声誉卓著的独立董事能够切实维护中小股东的利益，也许并不会迫使中小股东“出此下策”选择以“起义”的方式维护自身利益。因而，我们猜测，中小股东之所以被迫无奈选择“起义”，与独董没有发挥预期的作用有关。按照 2001 年证监会发布的《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》的相关规定，上市公司董事会成员中应当至少包括 1/3 的独立董事。理论上，独董人数占董事会比例越低，董事会独立性越差，人微言轻的独董的相关提议受到控股股东主导的董事会的重视程度越低，独董监督的有效性就越差。基于以上讨论我们提出待检验假设 1。

假设 1: 相对分散的股权结构是提出不同于控股股东议案的先决条件，而缺乏可以依靠的独立性较高的董事会同样是引发小股东发起提案的诱因。

与提出不同于控股股东议案的“小股民起义”事件不同，否决控股股东提出的议案实现的条件通常更加苛刻。除了一些涉及关联交易事项的表决，当控股股东需要回避这一“有利”因素外，议案往往需要激起参与表决的大多数股东的共鸣，使中小股东纷纷说不，才有可能撼动控股股东主导的议事结果。而能够引起广大小股东共鸣的最大公约数无疑是较差的绩效表现。特别是当差的绩效表现使中小股东切身利益蒙受损害时，中小股东将群起而攻之，此时否决控股股东提出的有损中小股东利益的议案的可能性大增。基于以上讨论，我们提出待检验假设 2。

假设 2: 较差的公司绩效表现使切身利益受到损害中小股东群起攻之，此时否决控股股东提出的议案的可能性增大。

在考察了我国上市公司“小股民起义”事件的影响因素后，我们将进一步检验“小股民起义”事件带给我国上市公司的经济后果。

董事会成员变更由于被认为既是公司治理的结果，同时是公司治理的过程，而在公司治理实践中具有举足轻重的作用。通过在董事会的人事布局贯彻和体现相关股东的意志在我国上市公司的治理实践中同样是重要环节。以往文献的研究表明，差的企业绩效等（Eriksson

等, 2001; Cornelli 和 Karakas, 2012; Parrino, 1997; Acharya 等, 2013) 是导致董事会成员变更的重要影响因素。我们猜测, 除了差的企业绩效等远因, 通过提出不同于大股东议案和否决大股东提出议案的“小股民起义”是引起董事会成员变更的近因。

尽管存在持有较少的股份导致的话语权有限、董事会成员的提名制度、以及总经理等高管层的选聘制度等现实因素的掣肘, 但以“主动”提出不同于大股东议案和否决大股东提出议案为特征的“小股民起义”无疑不同于消极“被动”的“以脚投票”。它将更加真实直接地揭示中小股东的意愿, 有助于上市公司重新思考相关议案的合理性, 集思广益, 以形成符合绝大多数股东利益的经营管理决策。因而, 从长远看, “小股民起义”将带来企业长期绩效的改善。但短期来看, “小股民起义”也暴露出了公司内部的分歧、昭示着公司短期内经营管理将面临不确定性, 因而市场会形成相对负面的反应, 以此警示投资者未来需要密切关注上市公司的经营管理状况。基于以上讨论, 我们提出待检验假设 3。

假设 3: 相对于未发生“小股民起义”的公司, 事件公司的董事会成员发生变更的可能性增大, 虽然短期的市场反应为负, 但从长期看, 将有助于公司治理结构的完善, 带来绩效明显的改善。

除了“一股独大”, 控股股东的国有性质是我国很多上市公司重要的治理特征(冯根福等, 2002; 白重恩等, 2005)。对于控股股东为国有性质的上市公司, 不仅受到来自市场的经济力量的影响, 同时受到政治力量的影响。例如, 国有上市公司主要高管是由上级组织部门至上而下任命的。这意味着“小股民起义”对于国有上市公司董事会成员变更的影响力有限。相比较而言, 盈利动机更强的非国有控股上市公司更加注重市场导向的管理团队和董事会成员的选聘。给定其他条件相同, 我们有理由相信, “小股民起义”对非国有上市公司的相关效应更加显著。而股权结构更加分散、股权制衡度更高同样意味着第一大股东影响力和控制力的削弱, 将为中小股东提出新议案和在股东大会上否决旧议案的表决通过创造条件。因而, 股权结构更加分散、股权制衡度更高如同缺乏政治影响力的非国有上市公司一样, 有助于中小股东通过“小股民起义”在董事会成员变更等公司治理结构完善方面扮演更加积极的角色。这事实上从新的角度论证了“小股民起义”扮演公司治理角色的先决条件。即中小股东必须有足够的力量对比, 与控股股东形成制衡。基于以上讨论, 我们提出待检验假设 4:

假设 4: 在非国有企业、股权结构更加分散、股权制衡度更高的企业中, “小股民起义”事件导致董事会成员变更的公司治理效应更加显著。

三 模型设定、变量定义与统计描述

(一) 模型设定与变量定义

依据本文第一节的定义, “小股民起义”事件事实上包括“提出不同于控股股东的议案”和“否决控股股东提出的旧议案”两类事件。虽然这两类事件都是从维护自身的利益出发, 捍卫中小股东权益的行为, 但表现形式不同, 因此, 我们将分别考察这两类“小股民起义”事件的影响因素。按照本文第二节提出的待检验假设 1 和 2, 提出议案类事件的发生主要受到股权结构和董事会独立性的影响, 而否决议案类事件则更多受到公司绩效的影响。因此我们设定 (1)、(2) 式的 logit 模型来分别考察提出议案类和否决议案类事件的影响因素。

$$Event1 = \alpha + \beta_1 Top1 + \beta_2 Top2_{-10} + \beta_3 Independence + \sum Control Variables + \varepsilon \quad (1)$$

$$Event2 = \alpha + \beta_1 Performance + \sum Control Variables + \varepsilon \quad (2)$$

在 (1) 式中, 被解释变量为是否发生提出不同于控股股东的议案的虚拟变量 ($Event1$), 是为 1, 否则为 0。主要解释变量为第一大股东持股比例 ($Top1$)、第二至十股东持股比例

(*Top2_10*) 和董事会独立性 (*Independence*) 等。在 (2) 式中, 被解释变量为是否发生否决议案的虚拟变量 (*Event2*), 是为 1, 否则为 0。主要解释变量为公司绩效等。本文采用公司的总资产收益率 (*Roa*) 作为会计绩效的度量指标, 采用托宾 Q (*TQ*) 作为市场绩效的度量指标。

借鉴以往文献, 在 (1) (2) 式中, 我们还控制了可能对两类“小股民起义”事件爆发产生影响的其他变量。其中包括公司基本特征变量: 公司规模 (*Firm_size*)、公司上市年限 (*Firm_age*)、公司的杠杆率 (*Leverage*)、总资产增长率 (*Growth*)、流通股比例 (*Outshare*)、换手率 (*HSL*)、每股收益 (*EPS*)、公司的国有性质 (*State*); 公司治理变量: 董事会规模 (*Board_size*)、董事长是否兼任总经理 (*Duality*)、管理层持股比例 (*Mng_hold*)、两权分离度 (*Separation*)、董事会会议 (*Board_meet*)^①。另外, 为降低内生性影响, 主要解释变量与控制变量均取滞后一期。

在经济后果考察部分, 除了短期市场反应, 我们将首先采用企业长期绩效改善来评估“小股民起义”这一潜在公司治理机制。由于双向因果关系、缺失变量、甚至样本选择偏差的影响, 我们借鉴类似问题通常采取的研究方法, 采用得分倾向匹配法 (PSM) 和双重差分方法 (DID) 来控制可能存在内生性问题。对于潜在公司治理机制的治理效果评估, 相关模型设定参见 (3) 式。

$$Roa = \alpha + \beta_1 Event1 + \beta_2 After + \beta_3 Event1 * After + \sum Control Variables + \varepsilon \quad (3)$$

在 (3) 式的双重差分 (DID) 模型中, 被解释变量是公司的总资产收益率 (*Roa*), 主要的解释变量为是否发生提出议案类事件的组间变量 (*Event1*)、提出议案类事件前后时间变量 (*After*) 和倍差变量 (*Event1*After*)。

我们进一步采用如 (4) 式所示的 logit 模型来检验“小股民起义”事件是否导致董事会成员的更迭, 从而为“小股民起义”事件提供更加直接的经济后果的相关证据。

$$Board_Dummy = \alpha + \beta_1 Event1 + \beta_2 Event2 + \sum Control Variables + \varepsilon \quad (4)$$

(4) 式中的被解释变量为董事会成员是否发生变更的虚拟变量 (*Board_Dummy*)。如果公司董事会成员在“小股民起义”后发生变更, 则取 1, 否则取 0。其中董事会成员的变更已剔除已连任两届任期届满的独立董事正常更迭的情形。该模型的主要解释变量为是否发生提出议案类事件 (*Event1*) 和是否发生否决议案类事件 (*Event2*)。

借鉴以往文献, 在 (3) (4) 式中, 我们还对可能对董事会成员变更和公司绩效产生影响的公司基本特征变量加以控制, 包括公司规模 (*Firm_size*)、公司上市年限 (*Firm_age*)、公司的杠杆率 (*Leverage*)、总资产增长率 (*Growth*) 等。

相关变量具体定义见下表 1。

表 1 “小股民起义”现象经济后果主要变量定义		
含义	变量名	计算方法
Panel A 被解释变量		
发生提出议案类事件	<i>Event1</i>	虚拟变量, 董事会决议增加临时议案, 取 1, 否则为 0
发生否决议案类事件	<i>Event2</i>	虚拟变量, 股东大会否决议案取 1, 否则为 0
绩效指标	<i>Roa</i>	净利润/总资产

^① 作者感谢审稿专家在模型设定中增加控制变量问题上所提出的建设性意见和建议。

含义	变量名	计算方法
Panel A 被解释变量		
董事会成员变更	<i>Board_Dummy</i>	虚拟变量, 董事会成员发生变更, 取 1, 否则为 0
Panel B 主要解释变量		
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股本
第二至十股东持股比例	<i>Top2_10</i>	第二至十股东持股数量之和/总股本
董事会独立性	<i>Independence</i>	独立董事人数/董事总人数
市场绩效指标	<i>TQ</i>	市值/总资产
提出议案类事件前后 时间变量	<i>After</i>	虚拟变量, 董事会决议增加临时议案的当年及以后年份, 取 1, 否则为 0 ^①
倍差变量	<i>Event1*After</i>	虚拟变量, 上述 Event1 与 After 的交叉项
Panel C 控制变量		
公司规模	<i>Firm_size</i>	公司总资产对数值
公司年龄	<i>Firm_age</i>	公司上市年数
财务杠杆	<i>Leverage</i>	用资产负债率表示: 总负债/总资产
成长能力	<i>Growth</i>	用总资产增长率表示: (期末总资产-上年期末总资产)/上年期末总资产
流通股比例	<i>Outshare</i>	上市公司流通股股数/公司总股本
换手率	<i>HSL</i>	平均每日交易总股数/流通股总股数
每股收益	<i>EPS</i>	普通股股东当期净利润/普通股股数
产权性质	<i>State</i>	虚拟变量, 公司实际控制人为国有公司、机构或事业单位, 取 1, 否则为 0
董事会规模	<i>Board_size</i>	公司董事会人数
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>Mng_hold</i>	管理层持股数量/总股本
两权分离度	<i>Separation</i>	实际控制人控制权与所有权的差值
董事会会议	<i>Board_meet</i>	当年公司召开的董事会会议次数
行业效应	<i>Industry</i>	行业控制变量
年份效应	<i>Year</i>	年度控制变量

(二) 研究样本与统计描述

本文选取 2010 年 1 月 1 日-2015 年 6 月 30 日发生过“小股民起义”事件的 A 股上市公司作为初始研究样本。本文研究涉及“小股民起义”事件的数据主要来自 Wind 资讯金融客户端, 董事会成员变更情况主要来自新浪财经网站, 公司股权结构以及主要的公司和治理特征数据

^① 该变量是 (3) 式 (经济后果考察部分) 的主要解释变量。控制组样本的取值依据其所处时间是所对应的实验组样本事件发生前后来取值, 例如控制组样本所处年份是所对应实验组样本发生后, 则 After 取 1。

来自国泰安（CSMAR）数据库。其中，提出议案类事件仅包含除第一大股东以外的其他股东提出的临时议案。我们同时剔除各年度的 ST 公司，最后得到 207 家公司在样本期间共发生的 213 起“小股民起义”事件。

图 1 报告了两类“小股民起义”事件的年度分布状况。从图 1 看到，我国资本市场从 2012 年开始，进入小股民起义的高发期，两类“小股民起义”事件发生的频次明显增加。这一定程度与 2008 年全球金融危机爆发后政府于 2009 和 2010 年采取的各种救市措施的负面效应从 2012 年开始显现，我国经济发展进入新常态有关。投资者们逐渐意识到，投资回报增加的挑战不仅与外部市场环境有关，而且与公司各项经营管理决策的制定密切相关。投资者从仅仅关心上市公司的股价转向同时关注上市公司的经营治理状况。与此同时，政府不断出台各种政策维护市场秩序、保护中小股东的权益，2013 年对《公司法》的修订事实上就是在上述背景下推进的。内在防范风险意识的增强和外部法律环境的改善两方面共同激发了中小股东通过积极主动参与公司治理而不仅仅是消极被动地“以脚投票”来维护自身权益的热情。因此，从 2012 年开始，“小股民起义”事件整体表现出一种稳定上升趋势。

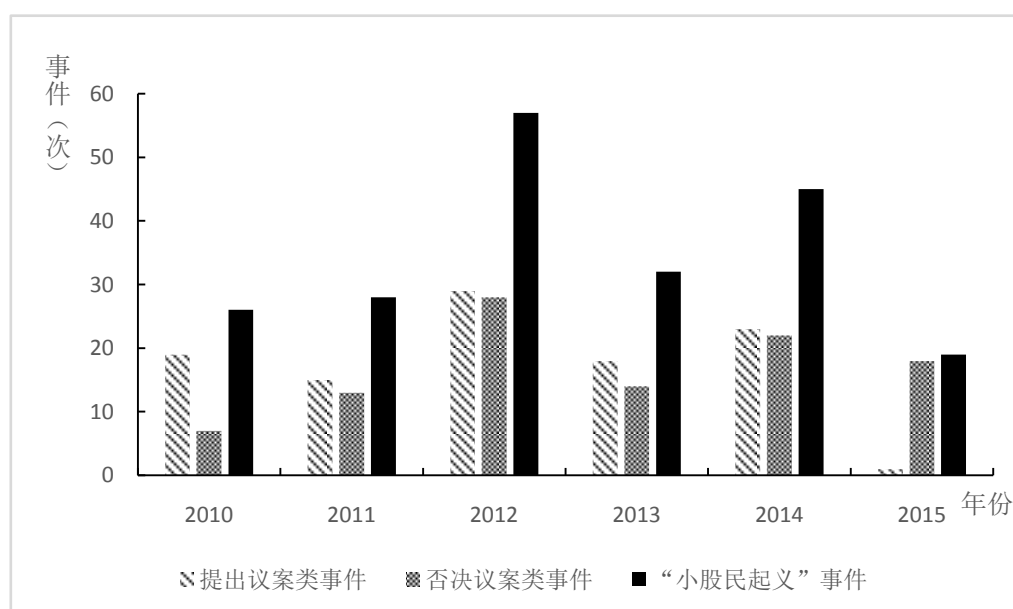


图 1 “小股民起义”事件的年度分布状况

表 2 的 Panel A 报告“小股民起义”事件涉及的相关议案类型。其中，两类“小股民起义”事件涉及关联交易议案占比最大。而在涉及关联交易议案的小股民起义事件中，绝大多数属于否决议案类事件。这与我们形成的关联交易往往成为大股东掏空上市公司的重要手段的印象一致（李增泉等，2004；Jiang 等，2010）。其次是人事任免相关议案，占比达 17.37%。不同与关联交易议案，这类议案中大多数属于提出新议案的小股民起义类型。容易理解，中小股东通过提出人事任免相关议案，影响人事布局安排是反映自身诉求和保护自身利益的重要途径。Panel A 的统计结果表明，中小股东倾向于直接否决侵害切身利益的关联交易议案，同时提出人事任免议案来间接保护自己的利益。

Panel B 报告发生“小股民起义”事件公司的控股股东性质。可以看到，无论是提出议案类事件还是否决议案类事件，国有企业均占三分之一左右，非国有企业占三分之二左右。

Panel C 报告了提出议案类事件的各年度提案股东持股排名的中位数状况。由于提案权的行使需要满足“3%”的最低持股要求，因此，提出议案的股东的持股比例大多在上市公司排名中居于前列。可以看到，提案股东持股比例在上市公司排名的中位数为第 3 位，而且在

整个样本期保持稳定。需要说明的是，并非所有提出新议案的股东全部都是持股比例较大的股东。在我们观察的 207 家样本公司中，有 4 家公司的提案股东来自非前十股东。由于提案股东无法形成与第一大股东的有效抗衡，不难想象，该股东提出临时议案获得通过的几率十分渺茫（事实上，在 4 家公司中，只有 1 家公司的临时提案最终获得通过）。Panel C 从新的角度提醒我们，要想“起义”获得成功，提案股东与第一大股东的力量对比并不能悬殊太大。

表 2 “小股民起义”事件描述性统计

Panel A “小股民起义”事件相关议案类型						
议案类型	提出议案类事件		否决议案类事件		合计	
	频次	占比	频次	占比	频次	占比
关联交易 ^①	11	9.73%	31	31.00%	42	19.72%
利润分配	18	15.93%	9	9.00%	27	12.68%
规章制度	19	16.81%	9	9.00%	28	13.15%
人事任免	28	24.78%	9	9.00%	37	17.37%
证券发生与回购	5	4.42%	12	12.00%	17	7.98%
重大经营决策	15	13.27%	19	19.00%	34	15.96%
薪酬制定	3	2.65%	5	5.00%	8	3.76%
其他	14	12.39%	6	6.00%	20	9.39%
合计	113	1	100	1	213	1

Panel B “小股民起义”事件公司性质						
事件公司类型	提出议案类事件		否决议案类事件		合计	
	频次	占比	频次	占比	频次	占比
国有	35	33.33%	35	34.31%	70	33.82%
非国有	70	66.67%	67	65.69%	137	66.18%
合计	105	1	102	1	207	1

Panel C 提案股东排名状况		
年份	提案股东排名中位数	事件数量
2010	2	19
2011	3	15
2012	3	29
2013	3	18
2014	3	23
2015	3	1
合计	3	105

数据来源：Wind 数据库和 CSMAR 数据库。

^① 关联交易类议案包含担保类议案，重大经营决策类议案包含重组收购议案。

图 2 报告了提出议案类事件在股东大会上表决的结果。从图 2 我们看到，中小股东提出的临时议案绝大多数获得了通过。这表明，当股权足以与第一大股东制衡时，中小股东完全可以通过“小股民起义”的方式主动参与到上市公司的治理中来，并非完全坐以待毙，甚至被迫以脚投票。

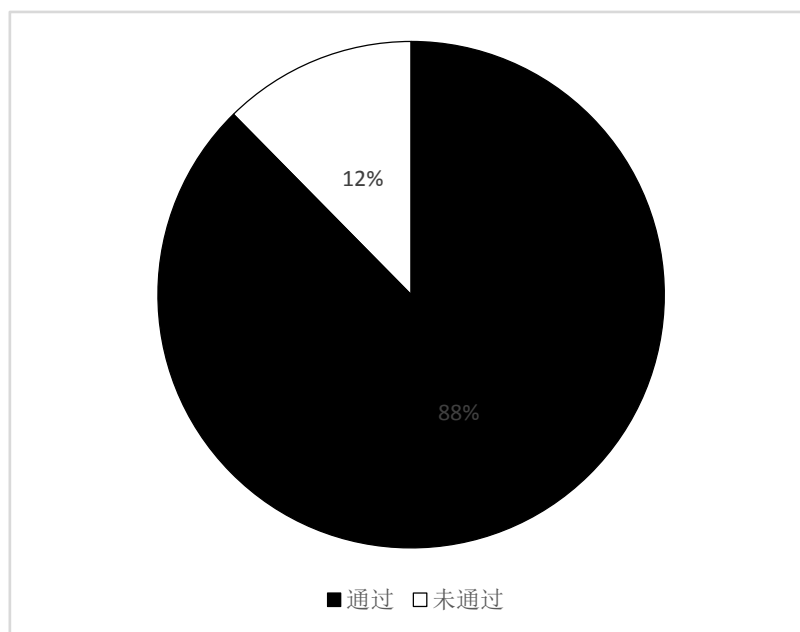


图 2 提出议案类事件最终表决结果

在影响因素的考察部分，本文选取样本期沪、深市上市的全部 A 股上市公司作为研究样本。参考已有文献的通常做法，在剔除各年度的 ST 公司，同时删除缺失样本后，我们共得到 10436 个“公司-年份”观测值。

在经济后果的考察部分，对于涉及“小股民起义”的两类事件，虽然中小股东否决议案的行为同样表征着中小股东参与公司治理意识的觉醒(黎文靖等, 2012; 孔东民等, 2013; 等)，但相比于向股东大会提出临时议案的行为，后者所反映出的中小股东参与公司治理的主动性更强，带来的实际公司治理改善效果往往更显著。因此，本文着重从提出议案类事件入手来评估“小股民起义”这一潜在公司治理机制的治理效果。

我们利用 Rosenbaum 和 Rubin(1983)提出的得分倾向匹配法(PSM)对发生提出议案类事件的 105 家上市公司进行了近邻一对一的匹配。其中，备选对照组公司是事件公司处于相同行业且在事件发生当年没有发生提出议案类事件的公司。具体而言，我们选择能够显著影响提出议案类事件发生概率的第一大股东持股比例、第二至十股东持股比例、董事会独立性和重要公司特征变量公司规模作为匹配变量。基于 logit 模型所得到的倾向得分，我们从备选对照组中找出与实验组倾向得分最相近的公司。经过上述过程，我们共得到 210 家公司 2010-2015 年的 1020 个(已删除数据缺失样本)“公司-年份”观测值。

匹配变量的平衡性检验如表 3 所示。从表 3 看到，匹配前，匹配变量在实验组和控制组之间存在显著差异，在匹配后，该差异无论是统计显著性，还是其绝对值都有明显下降。这就说明本文通过 PSM 的方法保证了所选样本公司进入实验组的概率大致相同，因而可以较好地揭示出提出议案类事件与本文即将考察的经济后果之间的因果关系。

表 3 PSM 平衡性检验结果

变量名	匹配前均值			匹配后均值		
	实验组	对照组	差异(%)	实验组	对照组	差异(%)
<i>Top1</i>	0.295	0.365	-21.800***	0.295	0.323	-8.760*
<i>Top2_10</i>	0.314	0.222	18.100***	0.314	0.292	4.330
<i>Independence</i>	0.358	0.370	-8.300**	0.358	0.379	-14.600
<i>Firm_size</i>	21.747	21.871	-13.600	21.747	21.797	-5.500

说明：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%统计水平下显著。下表同。

在考察“小股民起义”事件对董事会成员变更的影响时，我们则以发生“小股民起义”事件的公司为基准，考察事件发生起一年内对照组公司董事会成员变更状况，形成包括观察组和对照组在内的共 414 个观测值作为研究样本（匹配方法与前文类似）。为降低异常值对实证结果的可能影响，我们对所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行 winsorize 处理。

表 4 报告了主要变量的统计描述结果。从表 4 我们看到两类“小股民起义”事件发生的频率大致相同，而其他变量的统计描述特征与以往文献基本保持一致。

表 4 主要变量描述性统计（以影响因素分析为例）

变量名	样本数	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
<i>Event1</i>	10424	0.008	0	0	1	0.090
<i>Event2</i>	10424	0.009	0	0	1	0.092
<i>State</i>	10424	0.393	0	0	1	0.488
<i>Duality</i>	10424	0.248	0	0	1	0.432
<i>Roa</i>	10424	0.044	-0.094	0.040	0.188	0.045
<i>Firm_size</i>	10424	21.871	19.625	21.669	26.647	1.278
<i>Firm_age</i>	10424	9.436	1	9	22	6.365
<i>Leverage</i>	10424	0.424	0.039	0.420	0.922	0.220
<i>Growth</i>	10424	0.269	-0.218	0.120	2.895	0.502
<i>TQ</i>	10424	2.038	0.163	1.623	8.977	1.600
<i>Top1</i>	10424	0.365	0.092	0.348	0.755	0.151
<i>Top2_10</i>	10424	0.222	0.018	0.206	0.559	0.138
<i>Outshare</i>	10424	0.768	0.206	0.871	1.00	0.256
<i>HSL</i>	10424	0.025	0.002	0.020	0.087	0.018
<i>EPS</i>	10424	0.355	-0.957	0.274	2.172	0.460
<i>Mng_hold</i>	10424	0.130	0.000	0.0004	0.701	0.211
<i>Separation</i>	10424	0.054	0.000	0.000	0.295	0.079
<i>Board_size</i>	10424	8.880	5	9	15	1.758
<i>Independent</i>	10424	0.370	0.333	0.333	0.571	0.052
<i>Board_meet</i>	10424	9.541	2	9	57	3.950

四、实证结果

(一) “小股民起义”事件的影响因素

本小节考察我国上市公司“小股民起义”事件的影响因素。表 5 报告了提出议案类事件影响因素的实证结果。从表 5 我们看到，第一大股东持股比例的估计系数在 5% 的水平上显著为负。这表明第一大股东持股比例越小，中小股东更容易形成力量的制衡，因此发动“起义”的可能性越大。第二至十股东持股比例的估计系数在 1% 的水平上显著为正。这从另外的角度表明，非第一大股东的力量越强大，对第一大股东形成股权制衡程度就越高，此时公司发生提出议案类事件的可能性越大。我们看到，无论第一大股东持股比例的下降，还是第 2 到 10 股东持股比例和的上升都与我国资本市场进入股权分散时代有关。毕竟，随着我国上市公司股东权利保护的事实改善和风险分担的意识加强，原控股股东倾向于选择股权分散的股权结构。董事会独立性的估计系数在 10% 的水平上显著为负。这意味着，当独立性较弱的董事会并不能很好履行保护中小股东利益的职能时，中小股东被迫奋起反击。此时，上市公司发生提出议案类事件的行预期的维护中小股东利益的职责，中小股东更可能通过发动“起义”而自救。模型 2 和 3 可能性增加。表 5 的实证结果支持了假设 1。从模型 2 和 3 我们进一步看到，控股股东为国有性质，同时股权集中的企业发生提出议案类事件的可能性越低；而在非国有企业中，如果独董不能有效履的实证结果表明，控股股东的国有性质成为与持股比例类似的拉大股东之间制衡力量的机制，小股民起义更可能发生在非国有控股的上市公司中。这与假设 4 的预测相一致。

表 5 提出议案类“小股民起义”事件的影响因素

变量名	提出议案类事件		
	全样本	国有企业	非国有企业
	模型 1	模型 2	模型 3
<i>Top1</i>	-2.196** (-1.96)	-2.913 (-1.56)	-1.056 (-0.70)
<i>Top2_10</i>	3.054*** (2.68)	4.213** (2.35)	3.036* (1.94)
<i>Independence</i>	-5.097* (-1.88)	0.117 (0.03)	-8.694** (-2.20)
<i>Firm_size</i>	-0.177 (-1.14)	-0.313 (-1.30)	-0.005 (-0.02)
<i>Firm_age</i>	-0.016 (-0.54)	0.013 (0.33)	-0.021 (-0.49)
<i>Roa</i>	0.640 (0.21)	-2.924 (-0.56)	-0.574 (-0.14)
<i>Leverage</i>	0.298 (0.37)	-1.167 (-0.84)	0.837 (0.80)
<i>Growth</i>	-0.155	0.076	-0.222

变量名	提出议案类事件		
	全样本	国有企业	非国有企业
	模型 1	模型 2	模型 3
	(-0.83)	(0.16)	(-1.03)
<i>TQ</i>	-0.131 (-1.19)	-0.243 (-1.14)	-0.097 (-0.74)
<i>Mng_share</i>	0.237 (0.31)	6.625** (2.18)	-0.023 (-0.03)
<i>Outshare</i>	-0.973 (-1.49)	-0.376 (-0.33)	-1.010 (-1.16)
<i>HSL</i>	-15.110 (-1.50)	-25.930 (-1.14)	-11.299 (-0.96)
<i>EPS</i>	0.029 (0.12)	0.282 (0.94)	0.199 (0.51)
<i>Separation</i>	-3.012 (-1.51)	-1.475 (-0.48)	-5.913** (-2.14)
<i>Duality</i>	-0.425 (-1.47)		-0.139 (-0.45)
<i>Board_size</i>	0.028 (0.38)	-0.016 (-0.15)	0.062 (0.55)
<i>Board_meet</i>	0.095*** (4.26)	0.143*** (3.87)	0.078** (2.03)
<i>State</i>	0.421 (1.28)		
常数项	2.336 (0.69)	4.176 (0.77)	-0.590 (-0.11)
年份效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
样本数	8161	2726	4634
Pseudo R ²	0.0917	0.1918	0.086

说明：括号中的数字代表 Z 值。下表同。

表 6 报告了否决议案类事件影响因素的实证结果。从表 6 我们看到，总资产收益率的估计系数在 10% 的水平上显著为负（模型 1），托宾 Q 的估计系数在 5% 的水平上显著为负（模型 2）。这一定程度表明，无论从会计还是市场绩效看，差的公司绩效是发生否决议案类事件直接诱因，公司绩效越差，发生否决议案类事件的可能性也越大。这显然是由于公司绩效

的恶化,将直接威胁到中小股东的切身利益,唤醒中小股东的主动维权意识和发动起义的动机。这与假设 2 的预测相一致。值得注意的是,类似表 5 的国有控股与非国有控股的分类样本回归表明,这些影响因素对国有企业十分显著,而对非国有企业收效甚微。这一定程度上是由于国有控股的性质使得中小股东在通常情况下并不愿与第一大股东发生冲突。只有在切身利益受到威胁时,其主动维权的意识才有所觉醒。而对于非国有控股的上市公司,中小股东从一开始就显现出较为强烈的维权意识。

表 6 否决议案类事件影响因素

变量名	否决议案类事件					
	全样本		国有企业		非国有企业	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
Roa	-3.976 [*] (-1.79)		-6.767 [*] (-1.68)		-3.094 (-0.99)	
TQ		-0.335 ^{**} (-2.32)		-1.3036 ^{***} (-2.87)		-0.241 (-1.61)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	10074	10074	3526	3526	5707	5707
Pseudo R ²	0.0460	0.0500	0.0821	0.1045	0.0646	0.0688

说明:为节约报告的空间,省略了控制变量的回归结果。下表同

(二) “小股民起义”事件的经济后果

在了解了“小股民起义”事件的影响因素后,本小节进一步考察“小股民起义”事件可能带来的经济后果。我们主要从两个方面进行考察:一是“小股民起义”事件的短期市场反应;二是从更为直接的董事会成员变更和企业长期绩效的提升来观察“小股民起义”事件为上市公司治理结构带来的深刻变化。后者事实上涉及对“小股民起义”这一潜在公司治理机制的治理效果进行评估的问题。

1. “小股民起义”的短期市场反应

图 3 报告了“小股民起义”事件相关公告发布前后 3 天的累计超额收益率情况。从图 3 我们看到,提出议案类事件公司的累计超额收益率在公告前是上升的,但在公司发布董事会决议增加临时提案的公告后会有一个立即的下降。这一定程度与临时议案的提出暴露了公司内部存在意见分歧,为公司未来经营管理的不确定性埋下伏笔,使投资者由此对公司未来的经营前景产生疑虑有关。相比较而言,否决议案类事件公司的累计超额收益率则在提前一天就会大幅下降。容易理解,这与中小股东为在股东大会上否决议案提前所做准备(例如股东之间的意见沟通,甚至征集投票权等)使投资者提前获得公司内部存在意见分歧的信号,并对公司未来不确定经营前景心生忧虑所做出的理性反应有关。上述看起来负面的市场反映一定程度也是对投资者未来需要密切关注上市公司的经营管理状况的一种警示。

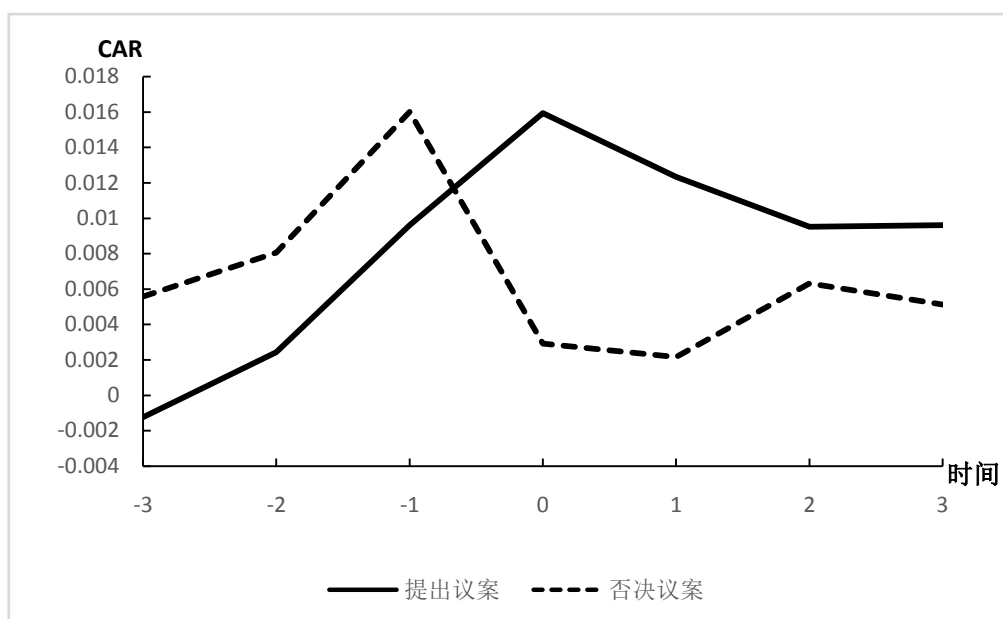


图 3 “小股民起义”事件相关公告发布前后 3 天的累计收益率情况

2. 实证结果

表 7 报告了提出议案类事件与对照组相比带来的公司长期绩效的变化情况。DID 分析框架主要关注倍差变量 $Event1*After$ 估计系数的经济与统计显著性，该变量的含义为相对于未发生提出议案类事件的公司，发生了提出议案类事件的公司的事件发生前后企业绩效的变化情况。从表 7 我们看到， $Event1*After$ 的估计系数在 10% 的水平上显著为正，这表明事件公司相对于非事件公司在事件发生后，总资产收益率显著上升，高于事件发生前 1%。上述结果表明，中小股东如果能够通过发动提出议案类型的“小股民起义”方式，更加主动积极参与上市公司的治理，将带来公司长期绩效的提升。

通过模型 2 和 3 的对比，我们看到，上述效应在控股股东性质非国有样本中表现更为明显。模型 3 中 $Event1*After$ 的估计系数在 5% 的水平上显著为正。这表明事件公司相对于非事件公司在发生提出议案类事件发生后，总资产收益率有明显提高，高于事件发生前 1.2%。虽然我们在国有样本中观察到提出议案类事件同样能带来公司长期绩效的改善，但在统计上并不显著。这一定程度与国企兼具经济和政治影响力，使得中小股东难以形成有效制衡有关。这进一步支持了假设 4。

表 7 提出议案类事件对公司绩效的影响

变量名	Roa		
	全样本	国有企业	非国有企业
	模型 1	模型 2	模型 3
$Event1$	-0.014** (-2.18)	-0.010 (-0.70)	-0.015** (-2.14)
$After$	0.000 (0.06)	0.005 (1.30)	-0.004 (-1.57)
$Event1*After$	0.010* (1.77)	0.006 (0.40)	0.012** (2.01)
控制变量	控制	控制	控制

变量名	<i>Roa</i>		
	全样本	国有企业	非国有企业
	模型 1	模型 2	模型 3
年份效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
样本数	1020	387	633
R^2	0.1604	0.1156	0.2270

说明：括号中的数字代表 T 值。

然而，上述绩效的提升是借助何种机制实现的？接下来，我们进一步考察“小股民起义”事件是否会影响董事会成员的变更。

表 8 报告“小股民起义”事件对公司董事会成员变更的影响。我们看到，*Event1* 的估计系数在 1% 的水平上显著为正，表明提出议案类事件的发生能显著提高董事会成员发生变更的可能性，支持了假设 3。因而，提出新议案成为我国资本市场进入股权分散时代中小股东更加主动积极参与公司治理的典型特征。这从另外的角度表明，“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的公司治理机制之一。

相比而言，否决议案类事件无论是经济意义和统计意义都显著下降，甚至在国有样本中相关估计系数变得不再显著。后者结果的出现与国有企业自上而下的人事任免体制的存在有关。这反过来表明，与否决议案类事件相比，提出议案类事件是中小股东更加主动积极参与公司治理的行为，带来的实际公司治理效果往往也更显著。

表 8 “小股民起义”事件对董事会成员变更的影响

变量名	<i>Board_dummy</i>					
	全样本		国有企业		非国有企业	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>Event1</i>	1.783 ^{***} (5.55)	1.457 ^{***} (5.02)	1.206 ^{***} (3.58)	0.893 ^{***} (3.32)	1.794 ^{***} (4.44)	1.442 ^{***} (4.01)
<i>Event2</i>	0.732 ^{**} (2.50)		0.744 (1.49)		0.784 ^{**} (1.98)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	404	404	166	166	236	236
Pseudo R^2	0.1213	0.1100	0.1634	0.1535	0.1544	0.1423

注意到提出议案类事件中发生频率最高的是人事任免类议案（参看表 2），因此，有必要进一步考察提出人事任免类议案对董事会成员变更的影响，以此为中小股民通过提出新议案，发起“小股民起义”事件，改善公司治理结构提供新的证据。主要回归结果见表 9。

我们看到，表 9 主要回归结果与表 8 保持一致。对全部配对样本，是否提出人事任免类议案（*Proposal*）的估计系数在 5% 的水平上显著为正。因而，在目前阶段，通过提出人事

任免类议案是“小股东起义”发挥潜在公司治理机制作用更为直接的方式。如果说与否决旧议案相比，提出新议案表明中小股东参与公司治理的主动性更高，那么，在所提出的各项议案中，人事任免议案改善公司治理的效果更加明显和直接。在对模型 2 和 3 的分类回归中，对控股股东为非国有性质样本，该估计系数也在 5% 的水平上显著为正。在控股股东为国有性质样本中，该估计系数虽然出现了预期的正的符号，但在统计上不再显著。这从新的角度表明，给定国有控股上市公司至上而下的人事任免体系，即使中小股东通过提出人事任免类议案，也很难实现董事会成员的变更，因而对于国有控股上市公司，人事任免议案类提议改善公司治理的作用变得有限。这与假设 4 继续保持一致。

表 9 董事会决议增加人事任免类临时提案对董事会成员变更的影响

变量名	<i>Board_dummy</i>		
	全样本	国有企业	非国有企业
	模型 1	模型 2	模型 3
<i>Proposal</i>	1.317 ^{**} (2.46)	0.929 (1.22)	1.821 ^{**} (2.25)
控制变量	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
样本数	404	166	236
Pseudo R ²	0.0729	0.1037	0.1092

正如我们在第二节提及的，兼具经济和政治影响力的控股股东国有性质只是拉大股权制衡力量对比的潜在手段之一。除了控股股东的性质，更为直接的拉大股权制衡力量对比的手段是第二至十股东持股比例增加所反映的力量对比的变化。因此，表 10 进一步报告了按第二至十股东持股比例的高低（按其中位数分组）进行的分样本回归的实证结果，以检验这种制衡力量对比差异带来相关效应的差异。可以看到，在第二至十股东持股比例较高，即股权结构更加分散、股权制衡程度更高的公司中，提出议案类事件的发生将显著提高董事会成员变更的可能性，估计系数在 1% 的水平上有显著为正。然而，在第二至十股东持股比例较低，即股权结构更加集中、股权制衡程度更低的公司中，*Event1* 的估计系数仅在 10% 的水平上显著为正，且绝对值明显下降。表 10 从新的角度表明，制衡的股权结构是中小股民提出不同于大股东的新议案和否决大股东提出的旧议案的先决条件。这支持了假设 4。上述讨论同时提醒公司治理的理论和实务界未来需要密切关注我国资本市场进入分散股权时代带给传统公司治理相关政策含义的积极变化。

表 10 按二至十股东持股比例的高低进行的分样本回归的实证结果

变量名	<i>Board_dummy</i>					
	第二至十股东持股比例高			第二至十股东持股比例低		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>Event1</i>	1.984 ^{***} (3.85)	1.501 ^{***} (3.87)		1.155 [*] (1.82)	1.063 [*] (1.72)	
<i>Event2</i>	0.813 (1.48)			0.282 (0.68)		
<i>Proposal</i>			1.967 ^{**} (2.48)			0.088 (0.08)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	196	196	196	201	201	201
Pseudo R ²	0.2132	0.2048	0.1742	0.0754	0.0738	0.0627

五、结论

利用近年来可以获得的中小股东通过提出不同于控股股东的新议案和否决控股股东提出的旧议案的“小股民起义”事件，本文实证考察了我国上市公司“小股民起义”事件的影响因素和经济后果，为“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的公司治理机制之一提供了系统的证据。通过分析中小股东如何提出新议案，否决旧议案，本文揭示了中小股东主动参与上市公司治理，抑制控股股东隧道挖掘行为的具体实现路径，从而一定程度打开了以往文献观察到的股权制衡有助于改善公司治理的“黑箱”。

本文得到的主要结论如下。第一，当中小股东的力量相对较大，可以和控股股东抗衡时，中小股东发起提案的可能性增加；同时缺乏可以依靠的独立性较高的董事会同样是引发小股东发起提案的诱因；而中小股东行使投票表决权来否决控股股东提出的议案则主要受到公司绩效的影响。上述结果意味着主动参与意识相对较弱的中小股东只有在切实利益受到威胁时才更愿意站出来维护自己的权益。

第二，表征中小股东主动参与公司治理意识觉醒的“小股民起义”事件发生将引发的董事会成员变更和公司治理结构的调整，进而将带来企业长期绩效的改善。因而，“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的外部公司治理机制之一。特别地，提出人事任免类议案，进而导致董事会成员变更和公司治理结构改善成为“小股东起义”发挥潜在在公司治理机制作用更为直接的方式。本文的考察一定程度为揭示“小股民起义”事件所扮演的潜在公司治理机制的实施路径和影响机制提供了证据。

最后，上述实现路径在非国有企业、股权结构更加分散、股权制衡度更高的企业中更加显著。正是由于观察到我国资本市场在进入分散股权时代后股权结构制衡力量发生的微妙变化，提出不同于大股东的新议案，和否决大股东提出的旧议案在股东大会上获得通过成为可能，中小股东由此才能通过“小股民起义”在董事会成员变更等公司治理结构完善方面扮演更加积极的角色。

我国资本市场进入股权分散时代。目前，无论公司治理理论还是实务界，对于股权分散

时代公司治理特征均缺乏系统性的知识。本文的讨论则有助于理论界与实务界形成对“小股民起义”发生的先决条件、现实原因和治理效果的认识，不仅丰富了正在形成中的分散股权时代公司治理模式研究的相关文献，而且为我国上市公司治理实践中如何发挥“小股民起义”这一潜在的治理机制带来了丰富的政策含义。

参考文献：

- 白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊喜（2005）：《中国上市公司治理结构的实证研究》，《经济研究》第2期。
- 陈信元、汪辉（2004）：《股东制衡与公司价值：模型及经验证据》，《数量经济技术经济研究》第11期。
- 冯根福、韩冰、闫冰（2002）：《中国上市公司股权集中度变动的实证分析》，《经济研究》第8期。
- 孔东民、刘莎莎、黎文靖（2013）：《冷漠是理性的吗？中小股东参与、公司治理与投资者保护》，《经济学（季刊）》第1期。
- 李培功、沈艺峰（2010）：《媒体的公司治理作用：中国的经验证据》，《经济研究》第4期。
- 黎文靖、孔东民、刘莎莎、邢精平（2012）：《中小股东仅能“搭便车”么？——来自深交所社会公众股东网络投票的经验证据》，《金融研究》第3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》，《经济研究》第1期。
- 姜国华、岳衡（2005）：《大股东占用上市公司资金与上市公司股票回报率关系的研究》，《管理世界》第9期。
- 王鹏（2008）：《投资者保护、代理成本与公司绩效》，《经济研究》第2期。
- 叶康涛、陆正飞、张志华（2007）：《独立董事能否抑制大股东的“掏空”》，《经济研究》第4期。
- 张华、张俊喜、宋敏（2004）：《所有权和控制权分离对企业价值的影响——我国民营上市企业的实证研究》，《经济学（季刊）》第10期。
- 郑志刚，2017：《从万科到阿里：分散股权时代的公司治理》，北京大学出版社。
- Acharya, V.V.; Gottschalg, O.F.; Hahn, M. and Kehoe, C. “Corporate governance and value creation: Evidence from private equity”, *Review of Financial Studies*, 2013, 26(2), pp. 68-402.
- Bennedsen, M. and Wolfenzon, D. “The Balance of Power in Closely Held Corporations”, *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1), pp. 113-139.
- Berglof, E. and Pajuste, A. “Emerging Owners, Eclipsing Markets? Corporate Governance in Central and Eastern Europe”, Oxford: Oxford University Press, 2003, pp. 268-300.
- Burkart, M.; Panunzi, F. and Shleifer, A. “Family Firms”, *The Journal of Finance*, 2003, 59(5), pp. 2167-2202.
- Claessens, S.; Djankov S. And Lang, L. H. P. “The Separation of Ownership and Control In East Asian Corporations”, *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1), pp. 81-112.
- Cornelli, F. and Karakas, O. “Corporate governance of LBOs: The role of boards”, Working paper SSRN, 2012.
- Eriksson, T.; Madsen, E.S.; Dilling-Hansen, M. and Smith, V. “Determinants of CEO and

board turnover”, *Empirica*, 2001, 28(3), pp. 243-257.

Faccio, M. and Lang, L. H. “The Ultimate Ownership of Western European Corporations”, *Journal of Financial Economics*, 2002, 65(3), 365-395.

Fama, E. F. and Jensen, M. C. “Agency Problems and Residual Claims”, *Journal of Law and Economics*, 1983, 26(2), pp. 327-349.

Jensen, M. C. and Meckling, W. H. “Agency Costs and The Theory of The Firm”, *Journal of Financial Economics*, 1976,3(4), pp. 305-360.

Jiang, G.; Lee, C. M. C. and Yue, H. “Tunneling through Interoperate Loans: The China Experience.” *Journal of Financial Economics*, 2010,98(1), pp. 1-20.

Johnson, S.; La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. and Shleifer, A. “tunneling”, *American Economic Review*, 2000, 90(2), pp. 22-27.

La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. and Shleifer, A. “Corporate Ownership Around The World”, *The Journal of Finance*, 1999, 54(2), pp. 471-517.

La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F.; Shleifer, A. and Vishny, R. “Law and Finance”, *Journal of Political Economy*, 1998,106(6), pp.1113-1155.

Maury, B. and Pajuste, A. “Multiple large shareholders and firm value”, *Journal of Banking & Finance*, 2005, 29(7), pp. 1813-1834.

Parrino, R. “CEO turnover and outside succession a cross-sectional analysis”, *Journal of Financial Economics*, 1997,46(2), pp. 165-197.

Pfeffer, J. “Size and Composition of Corporate Boards of Directors: The organization and its Environment”, *Administrative Science Quarterly*, 1972,17(2), pp. 218-228.

Pugliese, A.; Bezemer, P.; Zattoni, A.; Huse, M.; Van den Bosch, F.A.J. and Volberda, H.W. “Boards of Directors’ Contribution to Strategy: A Literature Review and Research Agenda”, *Corporate Governance: An International Review*, 2009, 17(3), pp. 292-306.

Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. “The Central Role of The Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 1983, 70(1), pp. 41–55.

Shleifer, A. and Vishny, R. W. “Large Shareholders and Corporate Control”, *The Journal of Political Economy*, 1986, 94(3), pp. 461-488.

Wu S.; Xu, N. and Yuan, Q. “State Control, Legal Investor Protection, and Ownership Concentration: Evidence from China”, *Corporate Governance: An International Review*, 2009, 317(2), pp.176-192.

The Causes and Economic Consequences of the Minority Shareholders' Revolt: Evidence from Listed Companies in China

Zheng Zhigang; Shi Lina; Huang Jicheng

Abstract: In this paper, we empirically explore the causes and economic consequences of “the minority shareholders’ revolt” in Chinese listed companies through the data about “the minority shareholders’ revolt” that minority shareholders raise new proposals which are different from controlling shareholder’s and reject controlling shareholder’s proposals. This paper shows that the minority shareholders submit proposals more frequently in companies whose ownership structures are relatively decentralized, so that the minority shareholders have relatively large power to balance the controlling shareholder. At the same time, lacking highly independent board of directors is also an incentive of such events. Besides, the companies’ performance would influence minority shareholders to reject proposals. “the minority shareholders’ revolt” would improve the corporate governance structure by promoting board member changing, and finally enhance the corporate’s long-term performance, although it would bring negative market response in short-term. And this mechanism is more efficient in non-state-owned enterprises and companies which have more diffuse ownership. “The minority shareholders’ revolt”, therefore, becomes one of the potential corporate governance mechanisms for Chinese capital market to access diffuse ownership era.

Keywords: Minority Shareholders’ Revolt, Dispersed Shareholding Structure, Proposal Submission, Proposal Rejection, Board Member Turnover

JEL Code: G14, G32, G34

融资约束与企业金融化

彭俞超^①

中国人民大学财政金融学院，中央财经大学金融学院

黄志刚

中央财经大学金融学院

内容提要 我国当前出现的经济“脱实向虚”引起了学术界的广泛关注。本文构建了内生融资约束的两部门模型，模型中银行对风险异质性企业存在差别性对待，在缺少直接融资方式的情况下，这将导致企业金融化和影子银行的形成。经营风险更小的企业能够从银行获得更多的信贷支持，进而将多余的资金投向影子银行体系，造成企业金融化。而且，这一影响在国有银行占比较低的地区更严重。基于 2007-2016 年非金融行业上市企业的样本和多种模型设定的经验分析均支持了上述结论。基于理论模型和实证分析结果，本文提出了一个系统的金融体系改革框架，以实现金融稳定和经济效率的双重改进。

关键词 企业金融化 脱实向虚 融资约束 金融改革

一 引言

企业金融化，在微观上表现为非金融企业增加金融资产投资而减少生产性投资的现象（Epstein, 2005），在宏观上体现为“脱实向虚”。近年来，我国的企业金融化水平不断提高，政府和学术界对这一现象带来的不利影响表现出高度关注。在 2015 年底的中央经济工作会议上，习近平总书记曾对我国的经济现实做出了研判，认为“大量资金流向虚拟经济，使资产泡沫膨胀，金融风险逐步显现，社会再生产中的生产、流通、分配、消费整体循环不畅”。李克强总理在 2017 年政府工作报告中指出：“实体经济从来都是我国发展的根基”。经济过度虚拟化不利于财富的创造和积累，虚拟经济膨胀带来的金融风险可能会引发严重的经济危

^① 彭俞超，中国人民大学财政金融学院，中央财经大学金融学院；黄志刚：中央财经大学金融学院，中央财经大学亚投行研究中心 100086 电子信箱：yuchao.peng@hotmail.com（彭俞超）、zghuang@pku.edu.cn（黄志刚）。

作者特别感谢中央财经大学宏观金融讨论组郭豫媚、方意、鄢莉莉等提出的宝贵建议，感谢匿名审稿人的建设性意见。本文受到中国博士后科学基金面上项目“金融部门与实体经济背离的原因及对策研究”（2016M600156）、国家自然科学基金青年项目“货币政策、房地产价格与金融稳定”（71503290）资助。当然，文责自负。

机。习近平总书记在十九大报告中明确指出，要“深化金融体制改革，增强金融服务于实体经济的能力，健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架，完善金融监管体系，守住不发生系统性风险的底线”。要寻找适当的经济政策抑制企业金融化、防范和化解经济“脱实向虚”的风险，必须先搞清楚企业金融化的原因。探索企业金融化的原因对理论创新和政策实践都具有重要的意义。

关于企业金融化的原因，现有研究主要提出了“蓄水池”和“投资替代”两种解释。“蓄水池”理论指出，非金融企业持有金融资产的目的是储备流动性（Smith 和 Stulz, 1985; Stulz, 1996; 胡奕明等, 2017）。由于金融资产较固定资产的流动性更强，因此，当面临财务困境时，企业能够通过出售金融资产而及时获得流动性，缓解企业的资金压力。根据该理论，实业投资越多的企业在遭遇财务困境时所需要的流动性也会越多，从而平时持有的流动性储备也会越多，也就是说，实业投资与金融资产投资应该呈现正相关关系。但从数据上看，我国企业金融投资与实业投资是负相关的，这与上述推断不一致，故“蓄水池”并非是我国企业金融化的主要原因（张成思和张步昙, 2016; 彭俞超等, 2018）。“投资替代”理论认为，企业金融化的目的是追求利润最大化（Orhangazi, 2008; Demir, 2009）。当金融资产投资收益率较实业投资收益率更高时，企业以金融资产投资替代了实业投资，反之，当金融资产投资收益率较实业投资收益率更低时，企业将以实业投资替代金融资产投资。根据该理论，我国不断提升的企业金融化水平是由实业投资与金融资产投资的收益率差距引起的。但是，金融资产投资收益率为什么会长期高于实业投资收益率，是值得进一步搞清楚的问题。

一个可能的原因是银行在提供贷款时对风险异质性企业的差别性对待。^①在信息不对称的条件下，银行和企业之间存在金融摩擦，企业从银行获得融资将受到一定的融资约束。低风险企业未来违约的可能性相对较低，更容易获得银行的青睐，受到的融资约束更小；反之，高风险企业未来违约的可能性相对更高，受到的融资约束更大。由于向银行借贷受到较强的融资约束，高风险企业因而被迫寻找其他的融资渠道，如资本市场、影子银行等。在西方发达国家，尤其是市场主导的发达国家，高风险企业主要依靠风险资本、私募股权基金、资本市场等直接融资方式获得融资。在中国、印度等新兴市场国家，金融市场发展相对缓慢，高风险企业只能通过影子银行获得融资。这些企业对影子银行的资金需求推高了影子银行体系的投资收益率。^②面对影子银行活动的高收益率，低风险企业选择减少实业投资，把从银行获得的相对廉价的贷款转投向影子银行，提高了企业金融化水平。^③金融化的企业事实上充当了高风险企业和银行之间的“实体中介”（Shin 和 Zhao, 2013; Du 等, 2016）。^④

按照金融稳定理事会（Financial Stability Board）的定义，影子银行是指所有在受监管

^① 除了融资约束外，资产价格泡沫也是导致金融投资收益率上升的可能原因，但这一原因不是主要的。如果资产价格泡沫是企业金融化的主要原因，那么，随着资产价格泡沫的形成与破灭，企业金融化水平也应该呈现剧烈波动的趋势，而这与实际数据中呈现的企业金融化水平平滑上升不符。

^② 一方面，高风险企业提供给投资者的风险补偿较高；另一方面，这些企业的资金需求往往十分迫切，从而他们愿意承担更高的融资成本。

^③ 企业金融化存在着两种效应，总量效应和结构效应。面对资产价格大幅上升时，所有企业可能会一致性地向金融领域移动。从宏观上我们会观察到资产价格、企业金融化、信贷的同向上升，同时，实体经济投资与企业金融投资的反向变动，这是企业金融化的总量效应，与企业异质性无关。与企业异质性相关的是结构效应，即仅有一部分企业表现出金融化的趋势。本文重点关注的就是结构效应。

^④ Shin 和 Zhao (2013) 首次提出了 Surrogate intermediation 一词，用来指代那些把银行的贷款转贷给其他企业的非金融企业。我们将这个词意译为“实体中介”。

的银行体系之外的非传统信用中介形式（孙国峰和贾君怡，2015）。影子银行有三种最主要存在形式：银行理财产品、非银行金融机构贷款产品和民间借贷。除此以外，广义地看，企业在房地产市场、股票市场等资本市场上进行金融资产交易来实现投、融资，也属于影子银行活动。本文重点关注企业之间利用影子银行完成资金融通的过程。资金短缺的高风险企业是影子银行的主要资金流向之一，而资金充裕的低风险企业是影子银行的主要资金来源之一。家庭是金融体系最终的资金供给者，他们将资金首先存入了银行。由于受到融资约束，高风险企业较少获得银行提供的融资，相对地，低风险企业获得了较多的融资。与从银行正规融资不同，影子银行不要求抵押品，因此，高风险企业更容易从影子银行获得融资。高风险企业通过影子银行发行金融产品，如理财、信托、资产管理计划等，或向民间金融机构融资；低风险企业是这些金融产品的购买者。

基于以上分析，本文构建了内生融资约束的两部门模型，模型中银行对风险异质性企业存在差别性的对待，在缺少直接融资方式的情况下，这将导致企业金融化和影子银行的形成，进而产生了较高的金融风险。经营风险越小的企业能够从银行获得越多的信贷支持，从而持有金融资产的比重越高，企业金融化程度越高。进一步研究发现，如果在资本市场改革相对滞后的情况下，快速推进银行市场化改革，虽然可以缓解企业部门的整体融资约束，但会加剧异质性风险企业之间的融资约束差异，导致低风险企业的金融化程度加剧。接着，本文利用 2007-2016 年我国沪深两市 A 股非金融上市公司的数据进行了实证检验，实证分析结果支持了理论分析的结论。最后，基于理论分析和经验结果，本文对金融体系改革的次序问题进行了讨论。市场优先的金融体系改革将能够有效对冲银行改革带来的企业金融化问题，实现金融稳定和经济效率的双重改进。

与现有研究相比，本文除了提出新的观点之外，还有以下两个方面的贡献：首先，理论模型充分考虑了融资约束的形成过程。虽然已有研究也对企业异质性融资约束与影子银行活动进行了分析（如 Wang 等，2016），但是，他们外生地假设了银行对国有企业和私有企业的差别性融资约束，这与现有一些实证研究结论不一致（方军雄，2010；苟琴等，2014）。参考 Besanko 和 Thako（1987），本文在银行部门引入了不良贷款处置过程，内生了两类企业的贷款抵押率，刻画了银行对异质性风险企业设置不同贷款抵押率的过程。其次，本文在模型中引入了银行的经营管理态度，研究发现，银行的市场化改革降低了国有银行的比重，对经济具有二重效应。由于国有银行的经营管理态度较非国有银行更保守，银行市场化改革提高了银行业平均的银行经营管理积极性。具体而言，一方面，银行更加积极地去识别和管理银行的风险，积极地发放贷款，缓解了企业部门的融资约束，提升了金融对实体经济的支持力度。另一方面，随着银行风险识别能力和风险管理能力的提高，风险异质性企业之间的融资约束差异也更显著，从而导致企业金融化和影子银行活动增加，降低了金融体系的稳定。

二 模型设定

为了分析企业融资约束及其对企业金融化的影响，本部分构建了一个包含银行和企业的两部门模型。参考 Iacoviello（2005，2015）和 Gerali 等（2010）的框架，本文采用企业家

的方式设定两类企业，并引入了企业的银行借贷约束。与他们不同的是，我们引入了两类风险和耐心程度不同的企业，并考虑了银行对抵押品需求的决策过程，从而内生地推导出了风险异质性企业的融资约束程度差异。除了银行部门和企业部门外，模型中还刻画了影子银行，两类企业在该市场中均能获得投资和融资机会。

（一）企业（家）

在现实经济中，企业的发展过程都具有一定的周期性，经历着初创、成长、成熟和衰退这四个时期。简单地，本文把企业生命周期分为两个时期，成长期和成熟期。处于成长期的企业往往拥有先进的技术和富有活力的创业团队，但抵御外部环境不确定性的能力较弱，破产概率较大；处于成熟期的企业则往往更加稳定，经营风险较小，破产的可能性较低，但经营效率相对较低。从动态看，经济中众多的企业交替地沿着生命周期不断演进和发展，就实现了整个经济体演进和发展。从静态看，在每个时间节点上，经济中都并存着众多处于成长期和成熟期的两类企业。两类企业的异质性特征决定了它们融资能力的差异，进而导致它们的融资方式和投资决策存在差异。^①

基于以上经济现实，本文假设经济中同时存在两类企业（家），记为 $i = T, N$ ，其中 T （*Traditional*）代表传统企业（对应成熟期的企业）， N （*New*）代表新兴企业（对应成长期的企业）。传统企业的主观贴现因子为 $\beta^T = \beta$ ，耐心程度较高，借贷的积极性较弱；新兴企业主观贴现因子为 $\beta^N = \beta' < \beta$ ，耐心程度较低，借贷的积极性较强。^②企业的破产概率为 σ^i ，设 $\sigma^T < \sigma^N$ ，反映了新兴企业的经营风险更大。设经济中资本总量为 k_t ，两类企业所持有的资本占比为常数 $s^i \in (0, 1)$ 。参考 Gerali 等（2010）对企业家的设定，两类企业最大化企业消费 c_t^i 的终身预期效用：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^i (1 - \sigma^i))^t \{ \log c_t^i \} \quad (1)$$

企业以外生的工资率 w 雇佣劳动 n_t^i ，利用存量的资本 k_{t-1}^i 和劳动进行生产。企业的生产函数如下 $y_t = A(k_{t-1}^i)^\alpha (n_t^i)^{1-\alpha}$ ，其中， A 是技术水平， α 是资本的产出份额。两类企业以资本作抵押向银行借款 l_t^i ，受到如下抵押贷款约束

$$r_t^L l_t^i \leq m_t^i q k_t^i \quad (2)$$

r_t^L 是贷款利率， q 是外生的资本价格， m_t^i 是 i 类企业的抵押率（Loan-to-Value Ratio）。企业除了参与上述常规的生产经营活动外，还可以参与影子银行。资金盈余的企业可以购买影子银行中的金融资产；尚不能被银行信贷所满足的企业可以从影子银行获得融资。在现实经济中，这部分投资往往是通过理财产品、资产管理计划等形式进行的，也包括企业之间通过房地产交易、金融产品交易实现的流动性转移。非金融企业所参与的这部分投资，就是本文所强调的企业金融投资，是经济“脱实向虚”的微观表现形式。对于投资者而言，投资于影

^① 在金融市场较发达的国家，处于初创期、成长期的企业应该主要采用直接融资来获得资金。但是，我国的资本市场发展较为缓慢，风险资本、私募股权基金等尚不能满足所有新兴企业的需求。因而，我们假定，在金融市场发展程度低的情况下，新兴企业不能获得直接融资。

^② 企业家的不耐性反映了企业家对未来收益的偏好程度。企业家越不耐烦，则企业家才能越强，所要求的内含报酬率也越高。

子银行风险较高，收益率也较高；对于融资者而言，在影子银行融资比在银行融资更容易，但成本更高。

两类企业可以参与影子银行体系，但是银行并不掌握这一信息。设 i 类企业持有的影子银行资产为 $b_i^i \in (-\infty, +\infty)$ ，市场均衡的毛收益率为 r_i^{SB} 。由于影子银行不要求抵押品，因此，只有当融资企业存活时，投资企业才能获得归还的本金和利息。根据 $\beta^N < \beta^T$ ，易证明新兴企业是影子银行的融资者，即 $b_i^N < 0$ ，传统企业是影子银行的投资者，即 $b_i^T > 0$ 。对于融资者而言，新兴企业在 t 期从影子银行借入 b_i^N ，到 $t+1$ 期时， σ^N 份额的新兴企业破产，最终每个存活的企业将归还 $b_i^N r_i^{SB}$ ，则新兴企业共归还 $b_i^N r_i^{SB} (1 - \sigma^N)$ 。对于投资者而言， t 期投入了 b_i^T 的资金， $t+1$ 期时，仅有 $1 - \sigma^T$ 的传统企业存活，这些存活的传统企业共同分享新兴企业归还的资金 $b_i^N r_i^{SB} (1 - \sigma^N)$ 。假设这些资金由存活的投资者按投资额进行平均分配，则对于传统企业而言，其投资于影子银行的收益率为 $r_i^{SB} (1 - \sigma^N) / (1 - \sigma^T)$ 。两类企业的预算约束可以写作，

$$c_i^T + l_{i-1}^T r_{i-1}^L + w n_i^T + q(k_i^T - (1 - \delta)k_{i-1}^T) + b_i^T = (1 - \sigma^N) / (1 - \sigma^T) r_{i-1}^{SB} b_{i-1}^T + l_i^T + y_i^T \quad (3)$$

$$c_i^N + l_{i-1}^N r_{i-1}^L + w n_i^N + q(k_i^N - (1 - \delta)k_{i-1}^N) + b_i^N = r_{i-1}^{SB} b_{i-1}^N + l_i^N + y_i^N \quad (4)$$

其中， δ 是资本折旧率。当固定资产投资的收益率较低时，企业就会增加对影子银行的投资。而当固定资产投资的收益率较高时，企业就可以卖出持有的金融资产 b_i^T ，转而增加固定资产投资。但是，企业不能够无限制的投资于影子银行，为了防止出现庞氏骗局，假设传统企业受到如下流动性约束：

$$b_i^T \leq l_i^T - q(k_i^T - (1 - \delta)k_{i-1}^T) \quad (5)$$

该约束表明，传统企业必须把从银行获得贷款先用于生产要素的交易（可以是买入也可以是卖出），剩余的资金再投向影子银行。在借贷约束、流动性约束和预算约束的限制下，最大化企业的效用函数，则可推导出两类企业的劳动需求函数、资本需求函数、信贷需求函数和金融投资供给（需求）函数。在影子金融市场均衡时， $b_i^T + b_i^N = 0$ 。影子银行体系的贷款利率为， $r_i^{SB} = [(1 - \sigma^N) \beta^N]^{-1}$ 。由 $\beta^N < \beta^T$ 可推导出流动性约束（5）在稳态下将始终取等号。

（二）银行（家）

银行包括两个部门，信贷部门和坏账处置部门。信贷部门负责吸收存款和发放贷款，而坏账处置部门专门负责卖出坏账对应的抵押品，收回坏账的本息，并将所获得的本息按时如数的转移给信贷部门。该设置的目的在于将银行的坏账处理和信贷活动区分开来，单独优化银行关于抵押品要求的决策问题，使不同类型企业的抵押率 m_i^i 能够内生决定。坏账处置部门的利润或损失每期以一次性总付的方式转移给信贷部门，银行家的消费由信贷部门承担。则信贷部门的目标函数为：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ \beta_t^B \log(c_t^B) \right\} \quad (6)$$

其中， c_t^B 是银行家的消费， $\beta_t^B = \theta \beta^B$ 是银行的主观贴现因子， $\theta \in (0, 1)$ 。 θ 反映了银行

家的耐心程度，或银行对经营管理的态度。当 θ 越小时，银行家越不耐烦，则越偏好提高当前的经营利润，因而经营管理态度越积极，风险管理能力越强，而 θ 较大时，银行的经营管理态度更加消极和保守，对风险的识别动机和管理能力较弱。例如，国有银行就是相对消极和保守的银行，由于它们在市场上具有垄断地位，各级管理者都持有“不求有功，但求无过”的经营管理思路，在面对风险不同的企业或投资项目时，不会花费较多的精力去仔细分辨它们的风险程度，而是简单地设定相对较严格的贷款条件，追求更加安全和稳定的贷款收益。与国有银行不同，市场化程度高的非国有银行就更加积极。^①它们的生存压力较大，有较大的积极性去提高自身的风险识别能力和风险管理水平，对不同的项目进行仔细甄别，在谨慎的同时却不“惜贷”，在安全的基础上以最大的可能性发放贷款。

银行以外生的存款利率 $r = 1/\beta$ 从家庭吸收存款 d_t ，并以贷款利率 r_t^L 向中间品企业发放贷款 l_t ，且 $l_t^L + l_t^S = l_t$ 。当企业破产时，银行的信贷部门将会把这一笔坏账交由坏账处置部门去处理。坏账处置部门在市场上卖出抵押资产，帮助信贷部门按期收回本息。设坏账处置部门的利润为 F_t^{Sale} ，则银行信贷部门面临的预算约束可以表示为：

$$c_t^B + l_t + rd_{t-1} = d_t + r_{t-1}^L l_{t-1} + F_t^{Sale} \quad (7)$$

参考 Iacoviello (2015) 的设定，银行信贷部门面临资本充足要求，存款不能超过其总资产的一定比重，即满足约束 $d_t \leq \nu l_t$ 。^②这一约束限制了银行吸收存款的数量，要求银行必须具有一定的自有资本。在预算约束和资本充足率约束下最大化银行信贷部门的效用，则可得信贷部门贷款供给函数。

抵押率是银行为企业设定的贷款条件，反映了银行和企业对抵押品的不一致估值。换言之， $1 - m_t^i$ 体现了银行持有和出售抵押品时面临的单位交易成本 (Besanko 和 Thakor, 1987)。由于不同企业的破产概率不同，因此，每期的待出售抵押品数量占总抵押品的比重受到企业破产概率和企业分布的影响。

当市场中出售的抵押资产占同类总资产的比重越高时，销售时的交易成本会越大。例如，当某一类资本在市场中大量抛售时，可能会引起资本价格的大幅下降，从而引起降价抛售 (Fire sale)，则银行出售资产所获得的收益会减少，即银行变卖抵押品的折价率较高。出于简化模型考虑，假设交易成本率函数为线性形式 $g(x_t) = \omega x_t$ ，且 $\omega > 0$ ，其中 x_t 是待变卖抵押品数量占总抵押品数量的比重，即 $x_t \equiv \sum (\sigma^i k_t^i) / \sum k_t^i = \sum s^i \sigma^i$ 。^③由此可知，交易成本率随着待变卖抵押品数量上升而上升，随着总抵押品数量上升而下降。坏账处置部门在 t 期得知企业违约后，立即出售抵押资产 $\sum (\sigma^i q k_t^i)$ ，在 $t+1$ 期，将资金 $\sum (\sigma^i r_t^L l_t^i)$ 返还信贷部门。从而，坏账处置部门的优化问题就是在给定贷款量 l_t^i 和贷款利率 r_t^L 的情况下，选择贷款企业所提供的抵押品数量 k_t^i ，优化如下预期利润：

$$F_t^{Sale} \equiv \max_{k_t^i} E_0 \left\{ \Lambda_t^B (1 - \omega x_t) \sum_{i=L,S} (\sigma^i q k_t^i) - \Lambda_{t+1}^B \sum_{i=L,S} (\sigma^i r_t^L l_t^i) \right\} \quad (8)$$

^① 在这里，我们把工、农、中、建、交等五家大型股份制商业银行视为国有银行；将光大、招商等一系列市场化程度较高的股份制商业银行视为非国有银行。

^② 当且仅当 $\theta < 1$ 时，银行的资本充足约束在稳态下取等号。

^③ 由于企业的抵押约束均取等号，因此，企业提供的抵押品就等于其拥有的资本，故此直接以 k_t^i 作为抵押品带入模型。

其中, $r_i^L l_i^L = m_i^L q k_i^L$; $\Lambda_i^B = \beta_B^i \lambda_i^B$ 是银行的随机贴现因子, λ_i^B 是信贷部门预算约束的拉格朗日乘子, 也即银行的边际消费效用。优化 (8) 式即可得到坏账处置部门的一阶条件和利润函数。

三 融资约束与企业金融化的理论分析

(一) 融资约束

根据坏账处置部门优化问题的一阶条件可知, 两类企业的抵押率满足如下关系:

$$m_i^i = \frac{1}{\beta\theta} \left(1 - 2\omega \sum s^i \sigma^i + \frac{\omega(\sum s^i \sigma^i)^2}{\sigma^i} \right) \quad (9)$$

通过计算可知 $\partial m^i / \partial \sigma^i < 0$, 这表明, 经营风险越大的企业, 银行为之设定的抵押率越低, 换言之, 经营风险越大的企业受到的融资约束越严重。若定义融资约束差异程度为两类企业的抵押率之差为 $\Delta m = m^T - m^N$, 则根据 (9) 式, 我们可以得到融资约束差异程度的表达式:

$$\Delta m = \frac{1}{\beta\theta} \left(\frac{1}{\sigma^T} - \frac{1}{\sigma^N} \right) \omega (\sum s^i \sigma^i)^2 \quad (10)$$

显然, 由 $\sigma^T < \sigma^N$ 有 $\Delta m > 0$, 风险高的新兴企业相对于风险低的传统企业受到的融资约束程度更严重。当两类企业提供相同的抵押品数量时, 风险高的新兴企业获得融资数量要小于风险低的传统企业。于是, 我们给出如下引理:

引理 1: 由于银行和企业之间存在金融摩擦, 因而风险较高的企业相对于风险较低的企业更易受到银行的融资约束。

银行在向企业发放贷款时限制企业的贷款规模, 是银行的理性决策。由于信息不对称的存在, 银行为了预防企业破产所带来的损失, 必须要设置严格的贷款条件, 来保证贷款能够收回。风险异质性的企业破产概率不同, 银行就会设置差别性的贷款限制, 换言之, 不同企业会受到不同程度的融资约束。

从银行承担风险的角度看, 设置差别性的融资约束能够提升效率。我们考虑如下情况, 所有企业的融资约束程度都相同, 银行对两类企业均按照相同的抵押率发放贷款。令 (8) 为 0, 则可求得这种情况下的抵押率 $\bar{m} = 1 - \omega x$, 该取值位于差别性融资约束时两类企业的抵押率之间, 即 $\bar{m} \in (m^N, m^T)$ 。对于低风险企业而言, 融资不歧视下的抵押率较差别性融资约束时更低, 当该类企业破产时, 抵押品的清偿价值将大于坏账的金额, 银行仍然能够足额收回贷款。对于高风险企业而言, 融资不歧视下的抵押率较差别性融资约束时更高, 当该类企业破产时, 抵押品的清偿价值将小于坏账的金额, 银行将不能够足额的收回贷款。由此可见, 对风险异质性企业设置差别性的抵押率有助于改善银行面临的信用风险。

然而, 从企业部门的角度看, 差别性融资约束降低了资源配置效率。在模型的设置中,

低风险的传统企业经营效率低，而高风险新兴企业经营效率高，当银行以相同的贷款条件发放贷款时，两类企业均能获得相当的融资水平（杠杆率）。当银行以差别性贷款条件发放贷款时，新兴企业获得的贷款更少，传统企业获得贷款更多，资源的配置效率有所下降。这表明，银行“风险导向”的资源配置方式与经济中“效率导向”的资源配置方式存在一定的矛盾。企业间的资源错配为影子银行体系的自发形成提供了基础。

（二）银行经营管理态度

银行经营管理态度是影响内生融资约束的重要因素。根据公式(9)和(10)， $\partial m^i / \partial \theta < 0$ ， $\partial \Delta m / \partial \theta < 0$ ，当 θ 越小时，两类企业的抵押率均上升，且两类企业的抵押率之差也上升。于是，我们可以给出如下引理，

引理 2：银行经营管理态度越积极，风险识别和风险管理的水平越高，企业受到的融资约束越弱，但是，异质性风险企业受到融资约束的差别性会更加严重。

图 2 更好的描述了引理 2 的内涵。如图 1 所示，横轴代表银行经营管理态度（向右代表态度更积极），纵轴代表企业的抵押率。传统企业的曲线始终位于新兴企业的上方，表明传统企业的抵押率始终大于新兴企业的抵押率，与引理 1 一致。两条企业的曲线均是向右上方倾斜，表明随着银行经营管理态度变得积极（ θ 越小），两类企业融资的抵押率都会变大，即融资约束变得更宽松。银行经营管理态度越积极，甄别企业风险的动机越强，进而更有意愿提升自身风险管理水平，从而导致其对两类企业设置更高的抵押率以发放更高的贷款。另一方面，随着银行经营管理积极性的上升，传统企业的抵押率提高的幅度较新兴企业更大一些，导致融资约束的差别性程度增加了。考虑到我国银行业现实情况，非国有银行相对于国有银行市场化程度更高，其经营管理态度较国有银行更积极，因而，随着银行的市场化改革，国有银行的市场份额下降，有利于缓解企业部门的融资约束，提高企业对金融资源的利用程度，但与此同时，低风险企业与高风险企业受到融资约束的差别性程度也会提高。

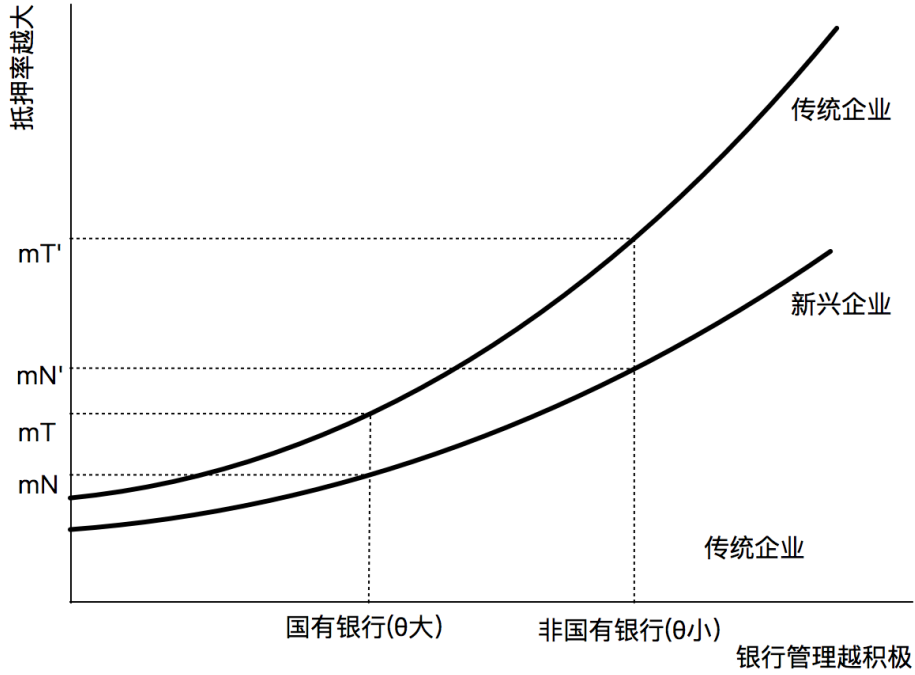


图 1 银行经营管理态度与融资约束

(三) 企业金融化与影子银行

根据前文分析，传统企业是影子银行的投资者，新兴企业是影子银行的融资者。定义传统企业金融投资占固定资产的比例为 $Fin^T \equiv b^T / k^T$ 。结合公式 (2)、(4) 和 (8)，以及银行部门和家庭部门的一阶条件，我们可以得到企业金融投资比例在稳态下的显示解，

$$Fin^T = \frac{1}{(1-v) + \theta v} \left[1 - 2\omega \sum s^i \sigma^i + \frac{\omega (\sum s^i \sigma^i)^2}{\sigma^i} \right] - \delta \quad (11)$$

由该式可知，影响企业金融投资的因素包括两类企业的破产概率 σ^i 、抵押资产出售时的成本率参数 ω 、两类企业固定资产的相对比例、固定资产折旧率、银行的经营管理态度 θ 和银行的资产负债率 v 等。根据 (11)，我们可以得到：

$$\frac{\partial Fin^T}{\partial \sigma^T} = -\frac{\omega}{(1-v) + \theta v} \left[\left(s^T + \frac{\sum s^i \sigma^i}{\sigma^T} \right)^2 + s^T (2 - s^T) \right] < 0 \quad (12)$$

该式表明当传统企业的风险越小时，传统企业从事金融投资的比重越大。类似地，定义新兴企业从事影子银行融资的规模与其资本的比值 $Fin^N \equiv -b^N / k^N$ ，进而可以推导出，

$$\frac{\partial Fin^N}{\partial \sigma^N} = \frac{\omega}{(1-v) + \theta v} \frac{s^T}{s^N} \left[s^T + s^N \frac{\sigma^N}{\sigma^T} - 1 \right] s^N > 0$$

该式表明当新兴企业风险越高时，其所需求的融资也会越多。结合以上两点，我们可以给出如下命题：

命题 1: 在缺乏市场融资渠道的假设下，风险异质性企业受到的差别性融资约束将导致企业之间形成借贷关系。其中，风险较大的新兴企业是融资者，风险较小的传统企业是投资

者。而且，经营风险越小的企业持有金融投资的比例越高。

图 2 更加清晰地展示了命题 1 的涵义。传统企业和新兴企业的风险分别为 σ_T 和 σ_N ，且 $\sigma_T < \sigma_N$ 。图中的实线描述了企业金融投资与企业风险的关系。风险较低的企业有影子银行投资 Fin_T ，而风险高的企业有影子银行融资 Fin_N 。根据引理 1，经营风险不同的企业其收到的融资约束程度也不同。给定企业可供抵押的资产数量，经营风险（破产概率）相对越小的企业，从银行获得的贷款金额越多。对于风险较低而耐心程度较高的企业而言，资金是相对过剩的，对于风险较高而耐心程度较低的企业而言，资金是相对短缺的。银行对异质性风险企业的差别性对待，使两类企业产生了未能满足的资金需求和资金供给，从而内生地形成了借贷关系。在金融发展水平较低时，也许企业之间的直接借贷非常困难（主要存在于产业链上下游之间有业务关联的商业信用），然而，随着金融发展水平的不断提高，金融机构和金融工具种类的不断增多，企业之间的直接借贷就变得可能，且主要通过参与影子银行体系就能够实现资金的余缺调剂，因而形成了企业金融投资，即传统企业的企业金融化行为。如果将企业风险 σ 扩展为连续变量，不难推断，必然存在一个临界值 σ^* ，使得满足 $\sigma > \sigma^*$ 的企业参与影子银行活动、进行金融投资，满足 $\sigma < \sigma^*$ 的企业从影子银行融资。而且，影子银行规模随会着企业风险的离散程度增加而增加。

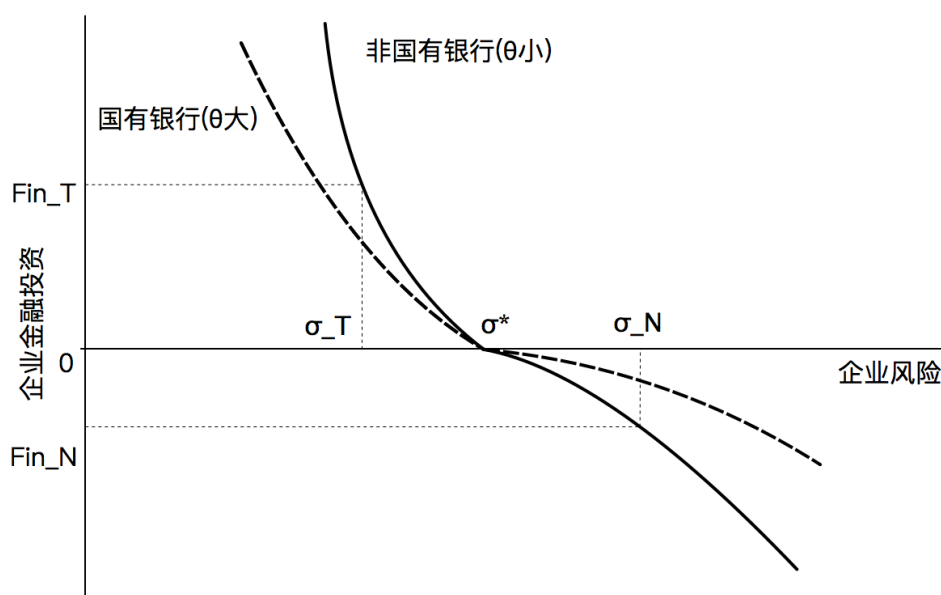


图 2 企业风险、银行经营管理态度与企业金融投资

根据公式 (12)，我们可以得到：

$$\frac{\partial (Fin^T)^2}{\partial \sigma^T \partial \theta} = \frac{1}{v} \frac{\omega}{((1-v) + \theta v)^2} \left[\left(s^T + \frac{\sum s^i \sigma^i}{\sigma^T} \right)^2 + s^T (2 - s^T) \right]$$

根据 $\partial Fin^T / \partial \sigma^T < 0$ 而 $\partial (Fin^T)^2 / (\partial \sigma^T \partial \theta) > 0$ 可知，当银行的经营管理越积极时，企业经营风险对金融投资的负向作用越强。由于国有银行的经营管理态度更消极，我们可以推断，在国有银行占比高的地区，银行的经营管理态度在平均意义更加消极。因而，可以得到待检

验的命题:

命题 2: 国有银行占比越低的地区, 银行的经营管理态度在平均意义上更加积极, 风险异质性企业的融资约束差异越大, 进而导致企业之间的借贷关系越多。也就是说, 在国有企业银行占比越低的地区, 企业经营风险对企业金融投资的负向影响越大。

根据引理 2, 银行经理管理更积极时, 对两类企业设置的抵押率均会更高, 但是, 对低风险企业设置的抵押率会相对高风险企业提高得更多, 从而导致两类企业之间的借贷关系更多。如图 3 中的虚线所示, 给定两类企业的风险 σ_T 和 σ_N , 当 θ 下降时, 虽然新兴企业的资金缺口下降了, 但是下降的幅度不如传统企业资金盈余增加的快, 在新兴企业的资金缺口仍然不被满足的情况下, 两类企业之间的借贷规模将进一步上升, 从而传统企业金融化程度也上升了。

在存在企业金融化的情况下, 国有银行比重下降是一把“双刃剑”。具体而言, 根据引理 2, 随着市场结构中国有银行份额的下降, 银行平均的经营管理积极性提高, 企业部门面临的整体融资约束减轻了。与此同时, 银行对风险异质性企业的差别对待程度上升。从银行的角度看, 银行的信贷配置效率是改善的, 银行承担的信用风险降低了。然而, 随着企业间影子银行的交易规模上升, 传统企业在分享新兴企业收益的时候, 同时也承担了新兴企业一部分的风险, 而这一部分风险最终可能会对银行造成负面影响。充当“实体中介”的传统企业, 成为了银行和新兴企业之间风险传染的桥梁, 当新兴企业遭遇未预期的较大的负面冲击时, 就可能引发影子银行体系的系统性风险, 进而传染到银行体系。因此, 在存在企业金融化的情况下, 银行业市场化改革的融资约束缓解效应提高了经济效率, 但是随之带来的融资约束差别性程度增加却放大了金融体系的风险。

四 实证研究设计

(一) 实证模型和变量

本文利用中国上市公司的微观财务数据对命题 1 和命题 2 分别进行了实证检验。由于影子银行活动本身难以观测和度量, 本文的实证分析是从企业视角出发的。无论“影子银行”内部如何运转, 总有一些资金盈余企业最终成为了影子银行活动的资金净出借者, 另一些资金短缺企业最终成为了影子银行活动的资金净借入方。这与 Shin 和 Zhao (2013) 和王永钦等 (2015) 所解释的企业金融化一致。通过识别企业经营风险对企业金融化的影响, 即可佐证本文的理论分析结论。为了检验命题 1, 本文构建如下回归模型:

$$Fin_{i,t} = \beta_1 Risk_{i,t} + \delta' X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中, 角标 i 和 t 分别代表企业和年份。被解释变量 Fin 是企业金融化, 核心解释变量 $Risk$ 是企业经营风险。 X 是一系列控制变量, 包括企业的销售额增长率 ($Salesgrowth$)、企业的所有制 (SOE)、企业的杠杆率 ($Leverage$) 和企业规模 ($Size$) 等。销售额增长率用销售额自然对数的一阶差分来度量, 用以控制企业的实体经营情况。企业的所有制 (SOE) 是虚拟变量, 取值为 1 表示国有企业。企业规模用总资产的自然对数值度量。模型中还控制了企业固定效应和年份固定效应, 用于捕捉企业个体差异以及随年份变化的经济周期特征。根

据命题 1, 本文预测, 企业经营风险 (*Risk*) 的系数将显著小于 0, 即经营风险越低的企业, 企业金融投资占总资产的比重越高。

1. 企业金融化的度量

现有关于企业金融化的实证研究尚不多, 主要采用两种度量方式。其一, 利用流动资产和流动负债的相关性来识别 (王永钦等, 2015; Du 等, 2016)。当企业流动资产与流动负债呈现同向变动的时候, 则表明该企业从事了金融投资活动。其二, 利用上市企业数据中披露的流动资产投资等科目进行直接度量 (Demir, 2009)。这样度量具有可操作性的优点, 但是缺点是所选取的报表科目中可能会杂入部分非金融的生产性投资。综合考虑, 本文采取第二种度量方式。

Demir (2009) 在度量墨西哥、阿根廷等发展中国家的企业金融化时, 采用了现金、短期投资和对其他企业投资等科目作为企业金融投资的测量指标。与此不同, 刘珺等 (2014) 根据中国上市企业的报表格式, 进一步细化了企业金融投资的度量方式, 提出交易性金融资产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、发放贷款及垫款等五类科目的年末余额之和作为企业金融投资规模的估算指标。宋军和陆旸 (2015) 在刘珺等 (2014) 的基础上, 进一步引入了金融衍生品、长期股权投资和投资性房地产等三个科目, 使企业金融投资的度量范围更加全面。出于稳健性考虑, 本文选择最全面的指标来度量企业金融化, 即以资产负债表中交易性金融资产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、发放贷款及垫款、金融衍生品、长期股权投资和投资性房地产等八个科目之和与企业总资产的比重, 作为企业金融化的代理变量。^①

2. 企业经营风险的度量

公式 (13) 中的核心解释变量是企业经营风险, 理论模型中以企业破产率来指代。但是, 由于企业数据的统计限制, 上市企业的破产率较难估算。参考翟胜宝等 (2014), 我们采用收益波动性来度量企业经营风险 *Risk*。具体地, 先用每家企业 ROA 减去所在行业 ROA 的平均值得到经过调整的 ROA, 然后用经过调整的 ROA 计算三年滚动标准差 (t-1 到 t+1 年)。在稳健性检验中, 本文还会计算经过调整的 ROA 的五年滚动标准差作为企业经营风险的替代变量。

全样本中既包括了风险较低的企业, 也包括了风险较高的企业。根据命题 1, 风险较高的企业主要从影子银行融资 (反映在负债科目上), 而风险较低的企业从事金融投资。从平均意义上看, 企业经营风险与企业金融投资占比的负相关关系仍然成立。出于稳健性考虑, 本文区分不同的企业风险程度, 利用不同的子样本对命题 1 作进一步的检验。按照企业经营风险, 可以将样本划分为两组: 一组为高风险子样本, 样本中企业的经营风险高于同年同行业经营风险的中位数; 另一组为低风险子样本, 样本中企业的经营风险低于同年同行业经营风险的中位数。本文预测高风险子样本中经营风险 *Risk* 的系数不显著, 而在低风险子样本中经营风险 *Risk* 的系数显著且较全样本下更小 (绝对值更大)。这就论证了命题 1 中所述: 低风险企业是影子银行的投资者, 其经营风险对金融投资的负向影响更强。

^① 值得指出的是, 虽然本文强调的企业金融投资最终流向了新兴企业, 但是在现实中, 由于资产价格泡沫和投机活动的存在, 有些企业金融投资却最终流向了股票市场、房地产市场等资本市场。这并不妨碍本文对企业经营风险与企业金融投资的关系进行检验。企业经营风险越低, 则企业从银行获得融资的能力越强, 从而有更充足的资金投向金融投资, 只要金融投资的收益较高, 其最终流向并不影响本文的结论。

为了进一步检验命题 2，考察国有银行占比较高的地区企业经营风险对企业金融化的影响如何，我们在基准回归模型的基础上拓展如下，

$$Fin_{i,t} = \beta_1 Risk_{i,t} + \beta_2 Risk_{i,t} \times SoB_{p,t} + \beta_3 SoB_{p,t} + \delta' X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中，角标 p 代表省份， SoB 指某省份某年的国有银行占比，用工、农、中、建、交五大银行资产占银行总资产的比重度量。 $Risk \times SoB$ 是国有银行占比与企业经营风险的交乘项，根据命题 2，我们预期它的系数 β_2 大于 0，而企业经营风险 ($Risk$) 的系数 β_1 小于 0，也即国有银行占比越低时，企业经营风险对企业金融化的负作用越大。

(二) 数据来源

本文采用沪深两市所有 A 股上市公司作为研究样本。选择上市公司作为样本有以下几点考虑，其一，上市公司的财务数据可得性强，本文能够获得上市企业持有金融资产的明细数据。类似的做法也见于宋军和陆旸 (2015)，张成思和张步昙 (2016)、彭俞超等 (2017) 等研究中。其二，上市企业持有金融资产的规模较大，的确对影子银行有重要影响。据万德数据统计显示，2016 年有 767 家上市公司购买了银行理财产品、证券公司理财产品、信托贷款、私募等金融产品，总金额达 7268.76 亿元 (王国刚，2017)。

由于 2006 年会计制度发生变化，2006 年以前企业金融投资的数据极少，因此，我们选择 2007-2016 年作为样本区间。由于本文研究由于非金融企业的金融化，故我们剔除了金融类企业。而房地产投资企业以房地产投资为主业，持有投资性房地产不能算作金融投资，故我们也剔除了房地产行业。为了消除异常值的影响，我们对所有连续变量在两端 1% 的分位上进行了缩尾处理。最终，我们得到 18055 个观察值。样本中的企业财务数据均来自国泰安上市企业数据库 (CSMAR)，国有银行资产占比数据来自 Wind 数据库。

五 实证结果分析

(一) 基本结果

表 1 报告了企业经营风险对企业金融化影响的基本估计结果。在四列结果中，我们均控制了行业固定效应、企业个体固定效应和年份固定效应。其中，第 (1) 列和第 (2) 列是对命题 1 的检验，第 (3) 列和第 (4) 列是对命题 2 的检验。在第 (1) 列， $Risk$ 的系数为 -0.0012，且在至少 5% 的统计水平上显著，表明经营风险低的企业持有的金融资产占总资产的比重较高，与命题 1 一致。经营风险较低的企业，从银行融资时受到的融资约束较小，获得的信贷支持更多，具有更多的盈余资金，从而将更多的资金配置在金融资产上。在第 (2) 列中，我们进一步添加了企业规模和企业资产负债率作为控制变量， $Risk$ 的系数和显著性均未发生明显变化。

表 1 企业经营风险与企业金融投资

因变量: Fin	(1)	(2)	(3)	(4)
$Risk$	-0.0012**	-0.0012**	-0.0184***	-0.0193***

因变量: <i>Fin</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0065)	(0.0065)
<i>Risk*SoB</i>			0.0356***	0.0374***
			(0.0129)	(0.0130)
<i>SoB</i>			-0.0480**	-0.0499**
			(0.0234)	(0.0234)
<i>SalesGrowth</i>	-0.0033***	-0.0031***	-0.0033***	-0.0027**
	(0.0010)	(0.0010)	(0.0011)	(0.0012)
<i>SOE</i>	-0.0127***	-0.0127***	-0.0159***	-0.0157***
	(0.0035)	(0.0035)	(0.0037)	(0.0038)
<i>Leverage</i>		-0.0008		-0.0009
		(0.0005)		(0.0006)
<i>Size</i>		-0.0010		-0.0025**
		(0.0010)		(0.0012)
常数项	0.0479	0.0685*	0.0735*	0.1281***
	(0.0320)	(0.0386)	(0.0413)	(0.0481)
观察值	18,055	18,055	14,236	14,236
R ²	0.149	0.150	0.150	0.151
企业数量	2,283	2,283	1,799	1,799
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注：括号中报告的是标准误，*、**、***分别代表系数在10%、5%、1%的统计水平显著。

为了验证命题 2，表 1 的第 (3) 列和第 (4) 列添加了国有银行占比 (*SoB*) 与企业经营风险 (*Risk*) 的交乘项。企业经营风险 (*Risk*) 在 1% 的统计水平上显著小于 0，而交乘项的系数在 1% 的统计水平上显著大于 0，这表明，在国有银行占比较高的地区，企业经营风险对企业金融投资的影响较小。这是因为，在国有银行占比更低的地区，银行经营管理态度更积极，风险识别能力更强，导致高风险企业受到银行的融资约束程度更严重，高风险企业向影子银行融资的需求更旺盛，因而，这一地区企业金融化水平更高。命题 2 也得到了验证。

命题 1 指出，经营风险较低的企业因能够从银行获得较多的信贷支持而拥有较充沛的资金流，从而将资金投放到影子银行体系；经营风险较高的企业因难以从银行获得足够的信贷支持而被迫从影子银行融资。表 2 的回归样本中既包含了经营风险较低的企业，也包含了经营风险较高的企业。为了能够进一步论证命题 1，我们将样本分为高经营风险和低经营风险两个子样本，对经营风险与企业金融化的关系进行进一步的实证检验，结果如表 2 所示。

表 2 第 (1) 列和第 (2) 列是基于高风险子样本的回归结果。我们发现，企业经营风险 *Risk* 的系数均不显著，表明高风险企业的经营风险与企业金融化之间并无统计上的显著关系。

表 3 第 (3) 列和第 (4) 列, 企业经营风险 *Risk* 的系数分别为-0.0020 和-0.0015, 均至少在 10% 的统计水平上显著, 表明对于低风险企业而言, 企业经营风险与企业金融化之间存在显著的负相关关系。对比表 2 第 (2) 列和表 3 第 (4) 列中 *Risk* 的系数, 在低风险企业的子样本中, 经营风险对企业金融化水平的负向影响更强。此外, 区分子样本后, 高风险子样本的 R^2 较全样本显著下降, 低风险子样本的 R^2 较全样本下显著上升。这表明基于低风险样本的实证分析拟合效果更好, 各自变量对企业金融投资的解释力更强。以上实证结果佐证了命题 1, 也表明企业经营风险与企业金融化水平之间的负相关关系是稳健的。

表 2 不同风险下企业风险对金融投资的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量: <i>Fin</i>	高风险	高风险	低风险	低风险
<i>Risk</i>	-0.0011 (0.0009)	-0.0010 (0.0009)	-0.0020** (0.0008)	-0.0015* (0.0008)
<i>SalesGrowth</i>	-0.0020 (0.0013)	-0.0028** (0.0013)	-0.0067*** (0.0021)	-0.0036* (0.0021)
<i>Leverage</i>		-0.0005 (0.0006)		-0.0316*** (0.0056)
<i>Size</i>		0.0029** (0.0015)		-0.0081*** (0.0018)
<i>SOE</i>		-0.0074 (0.0050)		-0.0269*** (0.0059)
常数项	0.0451 (0.0365)	-0.0133 (0.0480)	0.0716 (0.0542)	0.2914*** (0.0676)
观察值	9,206	9,206	8,849	8,849
R^2	0.139	0.140	0.151	0.162
企业数量	2,114	2,114	2,121	2,121
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注: 括号中报告的是标准误, *, **, *** 分别代表系数在 10%、5%、1% 的统计水平显著。

(二) 稳健性检验

1. 内生性

根据前文的理论分析, 企业经营风险是影响企业金融化水平的重要因素, 然而, 企业金融化水平也可能会对企业经营风险产生影响。考虑到二者之间内生因果的可能性, 我们对命题 1 做了进一步的稳健性分析。当解释变量和被解释变量之间存在内生因果关系时, 普通最

小二乘法的估计量是有偏的。为了克服内生性,本文采用了两阶段系统 GMM 估计方法,分别对公式(12)和公式(13)进行了重新检验,回归结果如表 3 所示。参考 Windmeijer(2005),两阶段系统 GMM 估计的标准误是不稳健的,因而我们采用 WC 稳健标准误。除年份虚拟变量外,模型中所有的变量均被视为内生变量。表 3 各列结果均与基准模型保持了一致,表明本文的实证结果是稳健的。^①

表 3 两阶段系统 GMM 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量: <i>Fin</i>	全样本	全样本	高风险	低风险
<i>Risk</i>	-0.0205*** (0.0063)	-0.3266** (0.1405)	-0.0399 (0.0376)	-0.0551* (0.0317)
<i>Risk*SoB</i>		0.6326** (0.2796)		
<i>SoB</i>		-2.9583* (1.6579)		
<i>Leverage</i>	0.0166 (0.0158)	0.0132 (0.0231)	-0.0291 (0.0417)	-0.1290 (0.3203)
<i>Size</i>	-0.0040 (0.0095)	-0.1760*** (0.0461)	-0.1023** (0.0469)	0.0336 (0.0619)
<i>SalesGrowth</i>	-0.0135 (0.0100)	-0.0121 (0.0232)	0.0088 (0.0220)	0.1611** (0.0765)
<i>SOE</i>	-0.0028 (0.0119)	0.3980*** (0.0932)	0.2096** (0.1036)	-0.0051 (0.0498)
常数项	0.1723 (0.2055)	5.2252*** (1.4372)	2.5076** (1.1053)	-0.6615 (1.3602)
观察值	18,055	14,236	9,206	8,849
企业数量	2,283	1,799	2,114	2,121
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
AR(1)检验P值	0.0000	0.0011	0.0971	0.0252
AR(2)检验P值	0.1832	0.3222	0.6652	0.1021
Hansen检验P值	0.2903	0.4655	0.3553	0.8884

注:表中报告的是WC稳健标准误。各列回归以内生变量的滞后期作为工具变量。*、**、***分别代表系数在10%、5%、1%的统计水平显著。

^① 为了更好地识别因果性,本文采用面板向量自回归方法进行了稳健性检验,得到了与基准模型一致的结论。限于篇幅,本文未报告结果,有兴趣的读者可向作者索取。

2. 其他稳健性检验^①

在基准回归中,我们采用经过行业调整的资产报酬率的三年滚动标准差作为企业经营风险的度量,出于稳健性考虑,我们重新测算了经过行业调整的资产报酬率的五年滚动标准差 *Risk5* 作为企业经营风险的替代性指标,重新对命题 1、命题 2 进行了检验。我们发现,企业经营风险对企业金融投资的影响仍然是显著的 (-0.038 , $p<0.05$), 交乘项 $Risk5*SoB$ 的系数仍然显著为正 (-0.0795 , $p<0.05$), 表明经营风险较低的企业持有较多的金融投资,且这一作用在国有银行占比较低的地方更显著。区分不同企业风险的样本后,低风险样本中企业经营风险的系数仍然显著为负 (-0.0051 , $p<0.05$), 而高风险样本中企业经营风险的系数不显著 ($p>0.1$), 与基准回归结果保持了一致。

最后,我们对企业经营风险与企业金融投资关系的区域异质性进行了探索。以市场化指数的年度中位数作为分界,将样本划分为市场化程度高和市场化程度低两个子样本。按照企业所在省份,我们将样本划分为东、中、西部三个子样本。回归结果表明,企业经营风险对企业金融化的影响在东部省份、市场化程度高的省份更强,而在中西部地区不显著。这可能是因为在经济发展水平较高、制度环境更好的地区,金融发展较快,信托公司、基金公司等非银行金融机构较多,影子金融体系更发达,因而低风险企业拥有更多的机会进行金融投资,导致经营风险与企业金融化水平的关系更显著。

六 企业金融化与金融体系改革的次序

企业金融化虽然优化了企业部门的资源配置,但放大了经济的系统性风险。根据前文的理论与实证分析,不断推进银行业改革,降低国有银行占比,将会通过影响风险异质性企业的融资约束程度差异而推动企业金融化。而资本市场的改革与发展将为高风险企业提供新的融资渠道,进而降低低风险企业的金融化水平。基于此,本文对银行改革(国有银行占比下降)和市场改革(资本市场完善)的最优次序进行了简要的定性讨论。

(一) 企业金融化弊大于利

企业金融化的积极作用主要表现在以下两个方面:第一,企业金融化使企业部门的资源实现再配置,提高了资源配置效率。由于风险异质性企业受到不同程度的融资约束,新兴企业难以从银行获得充足的融资,而传统企业从银行获得了相对过量的资金。企业的金融化行为使资金自发地从低效企业一端通过影子银行流向了高效企业一端,缓解了资源错配,提高了整个经济的资源配置效率。这与 Du 等(2016)的研究保持了一致。^②第二,企业金融化有助于缓解企业的财务困境。金融资产较固定资产的流动性较高,当企业资金盈余时,把多余资金用于金融资产投资。在企业遭遇未预期的负冲击而资金短缺时,可以卖出金融资产以获得流动性,缓解财务困境。

^① 受篇幅所限,其他稳健性检验未在正文中报告,有兴趣的读者可向作者索取。

^② 事实上,如果考虑影子银行的风险及其对银行风险的放大作用,企业金融化损害了银行的利益,并非是帕累托改进。

然而，由前所述，企业金融化是一把“双刃剑”。除了上述积极作用外，企业金融化对经济发展也存在着一些负面影响。^①而且，就目前而言，企业金融化的负面影响更加突出。第一，企业金融化推高了新兴企业的融资成本（刘珺等，2014）。由于新兴企业可选择的融资渠道少，资金需求迫切，在资金价格上缺乏议价能力，因而影子银行的利率不仅高于银行贷款利率，甚至接近于新兴企业的资产收益率。较高的融资成本提高了新兴企业的债务负担，不断提高的债务负担又使得新兴企业的利润率进一步下降，抑制了新兴企业的投资积极性。也就是说，以“融资贵”替代“融资难”，在短期中能够缓解中小企业的财务困境，但在长期中会加剧中小企业的债务负担，不利于中小企业的发展。第二，企业金融化导致影子银行规模不断扩大，聚集了较大的金融风险，削弱了金融稳定（王永钦等，2015）。从风险管理的角度看，银行对两类企业设置不同的贷款条件是有效率的，减少对新兴企业的贷款，正是为了控制信用风险。但与此同时，传统企业通过影子银行向新兴企业投资，导致其承担的风险增加，从而间接地提高了银行的风险。作为“实体中介”的传统企业并不具备银行的风险管理能力，当新兴企业出现超预期的大面积违约时，传统企业也会因遭遇损失而被迫违约，最终使银行遭受更大的损失。影子银行是游离于银行可见范围之外的金融业务，它的风险最终会由银行承担。如果说歧视性对待两类企业是银行为了控制风险而进行的策略性行为，那么，企业金融化就导致银行的这一策略性行为完全失效，甚至加重了银行的风险。

（二）市场优先还是银行优先

我国金融市场发展落后是导致高风险企业向影子银行融资的客观条件。我们知道，风险与收益相匹配是金融活动的基本原则。高风险、高效率的新兴企业，应该首先借助于风险首先借助于、私募基金等直接融资方式获得资金，其次才考虑向银行或者影子银行融资。然而，由于我国是以银行为主导的金融体系，且金融市场相对银行部门发展缓慢，高风险、高效率的新兴企业难以从资本市场获得融资，于是，这些企业长期依赖自身利润积累即内源融资来维持企业的生产经营。在经济繁荣时，企业的利润充足，内源融资能够支撑企业的各种生产性投资。在经济环境恶化时，企业利润下降甚至遭遇亏损，内源融资难以维持企业的生存，这时，这些企业被迫地选择了向影子银行融资。

随着金融市场的发展，新兴企业从金融市场获得融资的比例会增加，则影子银行的需求就会减少，进而企业金融化行为也会减少。设金融市场的发展程度（或改革程度）为 η ，则我们可以把考虑了金融市场发展的企业金融化表示为，

$$G(\eta, \theta) = (1 - \eta)F(\theta) \quad (15)$$

其中， $F(\theta) = Fin^T$ （见公式 11），且 $F'(\theta) < 0$ ，表明银行业改革（ θ 下降）将使企业金融化程度提高，与命题 2 一致。根据公式（15）和公式（9），我们可以绘制金融体系改革路径、企业金融化和融资约束的关系图。如图 5 所示，图中的 A 点就是改革的起点，朝着原点的方向就是改革的方向。随着银行业改革的推进，即 θ 不断下降，企业部门的融资约束将不断下降，银行对实体经济的支持力度也将不断提高，但与此同时，企业金融化程度也

^① 除了本文强调的影子银行融资成本高和影子银行风险大之外，现有研究还指出了企业金融化对经济发展的其他负面作用。例如，企业金融化程度的提高抑制了实业投资，包括企业研发投入、固定资产投资等，阻碍了实体经济的发展（Chen 等，2016；张成思和张步县，2016）。又如，企业金融化导致投机行为增加，推动了房地产价格泡沫（Chen 和 Wen，2016）。

会因融资约束差别性的增加而上升，因而，在市场改革不变的情况下，银行改革会使图中的 A 点向左上方移动。随着市场改革的推进，即 η 不断上升，越来越多高风险企业通过金融市场进行融资，企业金融化的比重不断减少，因而，在银行改革不变的情况下，市场改革会使图中的 A 点向正下方移动。

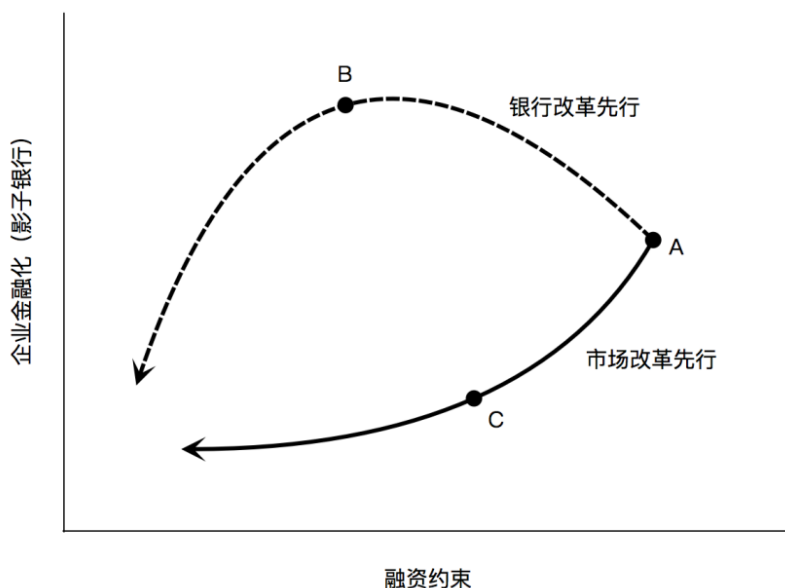


图 3 银行优先和市场优先的金融体系改革路径对比

在同时推进银行改革和市场改革的情况下，金融市场改革和银行改革的相对优先程度会影响到改革过程中的福利变化。由于我国的金融体系长期以银行为主导，金融市场发展较为缓慢，银行优先的金融改革策略在推动企业部门融资约束下降的同时，也必然会导致企业金融化行为增加，进而引起影子银行规模也上升。如图中的 B 点所示，经济效率提升了，但是金融体系的风险也上升了。当市场改革优先且满足市场改革对企业金融化的负影响超过银行改革对企业金融化的正影响时，^①随着改革的不断推进，企业金融化比重就不会上升，甚至不断下降。如图中 C 点所示，经济效率和金融稳定都是不断改进的。也就是说，银行改革先行的路径（虚线）对金融稳定和经济效率而言不是连续的帕累托改进，而市场改革先行的路径（实线）每一步都是帕累托改进的，更加平滑地实现了金融体系的改革目标。基于以上分析，相对完善的金融市场是银行业改革的前提条件，只有使金融市场改革先行，才能减弱银行改革带来的负面影响，即抑制企业金融化和影子银行发展，保证经济效率和经济稳定都能够单向而持续提升。

七 主要结论和政策建议

企业金融化是现代经济发展中存在的一个趋势性现象，但是其背后的原因并不一致。“蓄

^① 通过对 (15) 式微分可求得这一条件的数学表达式： $d\eta \geq (1-\eta)F'(\theta)[F(\theta)]^{-1}d\theta$ 。

水池”效应并不是我国企业金融化的原因。结合“投资替代”理论和“实体中介”理论，本文发现，在直接融资方式缺乏的情况下，风险异质性企业受到的融资约束差异是造成企业金融化的原因之一。

本文构建了一个内生融资约束的一般均衡模型。银行部门会内生地对高风险企业设置更紧的融资约束（更低的抵押率），而对低风险企业设置更松的融资约束（更高的抵押率）。高风险企业的融资需求得不到满足，而低风险企业获得资源相对过剩，从而两类企业之间内生地形成了借贷关系。在非银行金融机构和非信贷金融工具较为丰富的情况下，这一借贷关系是基于影子银行体系产生的。具体地，经营风险越低的企业，其金融化程度越高，即持有更多比例的金融资产。进一步的分析表明，银行的经营管理态度会影响风险异质性企业的融资约束差别，进而影响企业金融化程度。在经营管理相对保守的国有银行占比较高的地区，异质性风险企业受到的融资约束差别较小，企业经营风险对企业金融化的负向影响也较弱。利用2007-2016年沪深两市上市公司数据，多种设定和多种方法的实证分析支持了理论模型的结论。

在资本市场发展较慢，风险投资、产业投资等直接融资发展尚存在不足时，高风险企业从影子银行体系融资是经济主体自发的选择，企业部门的资源配置效率能够一定程度的提升。然而，影子银行体系的快速膨胀，集聚了大量的风险，不利于金融稳定。差别性的融资约束并未使银行风险下降，反而使银行承担了未预期的影子银行风险。因此，在资本市场尚不健全的情况下，大步推进银行业市场化改革，虽然缓解了企业部门的整体融资约束，但加剧了异质性风险企业的融资约束差别，进而加剧了企业金融化和影子银行规模膨胀。本文的政策建议在于，推进市场优先的金融体系改革，将更有助于缓解银行市场化改革带来的负面作用，抑制企业金融化，促进经济效率和金融稳定的持续、单向的提升，从而实现连续的帕累托改进。

参考文献

- 方军雄（2010）：《民营上市公司真的面临银行贷款歧视吗》，《管理世界》第1期。
- 苟琴、黄益平、刘晓光（2014）：《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗？》，《管理世界》第1期。
- 胡奕明、王雪婷、张瑾（2017）：《金融资产配置动机：“蓄水池”或“替代”？——来自中国上市公司的证据》，《经济研究》第1期。
- 刘珺、盛宏清、马岩（2014）：《企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析》，《金融研究》第5期。
- 彭俞超、刘代民、顾雷雷（2017）：《减税能缓解经济“脱实向虚”吗？——来自上市公司的证据》，《税务研究》第8期。
- 彭俞超、韩珣、李建军（2018）：《经济政策不确定性与企业金融化》，《中国工业经济》第1期。
- 宋军、陆旸（2015）：《非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据》，《金融研究》第6期。
- 孙国峰、贾君怡（2015）：《中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的

视角》，《中国社会科学》第11期。

王永钦、刘紫寒、李婧、杜巨澜（2015）：《识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据》，《管理世界》第12期。

翟胜宝、张胜、谢露、郑洁（2014）：《银行关联与企业风险——基于我国上市公司的经验证据》，《管理世界》第4期。

张成思、张步昙（2016）：《中国实业投资率下降之谜：经济金融化视角》，《经济研究》第12期。

Besanko, D. and Thakor, A. V. "Collateral and Rationing: Sorting Equilibria in Monopolistic and Competitive Credit Markets", *International Economic Review*, 1987, pp. 671-689.

Chen, K. and Wen, Y., "The Great Housing Boom of China", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2016, 9(2), pp. 73-114.

Chen, T.; Liu, L. X. and Zhou, L. "The Crowding-out Effects of Real Estate Shocks--Evidence from China", SSRN Working paper, 2015.

Demir, F., "Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets", *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2), pp. 314-324.

Du, J.; Li, C. and Wang, Y. "A Comparative Study of Shadow Banking Activities of Non-Financial Firms in Transition Economies", *China Economic Review*, 2017, (46), pp. s35-s49.

Epstein, G. A. *Financialization and the World Economy*, Edward Elgar Publishing, 2005.

Gerali, A.; Neri, S.; Sessa, L. and Signoretti, F. M. "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42(s1), pp. 107-141.

Iacoviello, M., "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, 2005, 95(3), pp. 739-764.

Iacoviello, M., "Financial Business Cycles", *Review of Economic Dynamics*, 2015, 18(1), pp. 140-163.

Orhangazi, O. "Financialisation and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation On the US Economy: 1973-2003", *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32(6), pp. 863-886.

Shin, H. S. and Zhao, L. "Firms as Surrogate Intermediaries: Evidence from Emerging economies". Working paper, 2013.

Smith, C. W. and Stulz, R. M. "The Determinants of Firms' Hedging Policies". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1985, 20(04), pp. 391-405.

Stulz, R. M. "Rethinking Risk Management", *Journal of Applied Corporate Finance*, 1996, 9(3), pp. 8-25.

Wang, H.; Wang H.; Wang, L. and Zhou, H., "Shadow Banking: China's Dual-track Interest Rate Liberalization", Working paper, 2016.

Windmeijer, F., "A Finite Sample Correction for The Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators". *Journal of Econometrics*, 2005, 126(1), pp. 25-51.

Financial Constraint and Corporate Financialization

Abstract: Recent economy in China has driven from entity to virtual which has drawn much attention in academia. This paper constructs a two-sector model including endogenous financing constraints, where banks differently finance the heterogeneous risky firms, leading to corporate financialization and shadow banking formation and resulting in higher financial risks. Enterprises with less risk can get more credit from the bank, so hold higher proportion of financial assets, that is, the degree of corporate financialization is higher. This impact is more pronounced in regions with smaller share of state-owned banks. The above conclusions are supported by empirical analysis with a variety of model settings for 2283 listed nonfinancial enterprises in 2007-2015. Based on the theoretical analysis and empirical results, this paper presents a systematic reform of the financial system framework to achieve the simultaneous improvement of financial stability and economic efficiency.

Key Words: financial constraint; corporate financialization; financial reform