

去杠杆政策会影响投资者信心吗?

秦海林 高轶玮*

摘要: 去杠杆政策在向下动态调整资本结构时会抑制企业的财务风险和破产风险,但是相伴而生的债权人治理效应弱化却会加剧内部人控制问题。因此,这项政策的实施不仅可能挫伤投资者信心,而且可能在长期内削弱去杠杆政策的执行效果。基于2014—2018年A股非金融类上市公司面板数据,本文运用双重差分(DID)模型实证分析去杠杆对投资者信心的影响,研究表明:去杠杆政策显著挫伤了投资者信心,且该政策效应在机构持股比例低和外部审计质量差的企业样本中更加显著。中介效应检验发现,去杠杆政策通过增加股权代理成本打击投资者信心。同时,调节效应检验发现,独立董事规模在二者关系中起到正向调节作用。据此,在强制性去杠杆政策的执行过程中,应注意到公司内部治理结构所发生的变化,积极主动地采取其他互补措施来监督与制约管理层的败德行为,提振投资者信心。

关键词: 去杠杆政策;投资者信心;债权人治理;股权代理成本

一、引言

去杠杆政策虽然会直接降低企业的财务风险和破产风险,但是也会间接地丧失债权人治理的外部监督效应,管理层的内部人控制现象将会因此而愈演愈烈,如此一来,外部人(股东)的合法权益就必然会遭到严重侵蚀。长此以往,投资者信心必然受到沉重的打击。

《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》于2016年10月10日出台,这标志着我国正式提出了企业去杠杆的政策主张。在此背景下,有关去杠杆政策的研究成为学术界探讨的热点话题,且当前已取得丰硕成果,包括从融资融券制度、企业社会责任、金融资产的配置期限、信用评级、产业政策、股权激励、货币政策环境等视角考察了可能影响企业杠杆率的因素,希望推动“去杠杆”的有效实施(黄俊威、龚光明,2019;林晚发、刘颖斐,2019;巫岑等,2019;等等);高杠杆的危害以及“去杠杆”的紧迫性(刘晓光、刘元春,2019);去杠杆的影响及现状(孙少岩、吴尚燃,2019;胡育蓉等,2019),等等。

* 秦海林,天津工业大学经济与管理学院,邮政编码:300387,电子信箱:w1976x@163.com;高轶玮(通讯作者),天津工业大学经济与管理学院,邮政编码:300387,电子信箱:2313850490@qq.com。

本文得到国家自然科学基金项目“基于利差结构的信用违约互换研究”(项目编号:71371136)、天津市社科规划项目“缓解中小企业融资难的信贷担保制度创新研究”(项目编号:TJYY13-019)和“僵尸企业的高杠杆率是否会引爆金融风险?”(项目编号:TJYY17-010)的资助。感谢《经济评论》编辑部开放日·审稿快线第1期审稿专家们的宝贵意见,作者文责自负。

现代公司治理理论认为,债权融资的监督机制是公司治理体系的重要组成部分,能够抑制经理人的败德行为。Jensen 和 Meckling(1976)的“债务控制假说”与“自由现金流假说”都强调债务融资会相应地减少经理人与股东之间的代理成本,提高企业组织的运营效率;王满四等(2019)也发现债务融资在财务风险高的企业中更能发挥有效的监督作用。如果把杠杆率与资本结构看作一枚硬币的两面,去杠杆的实质是“向下调整企业的资本结构”(黄俊威、龚光明,2019),即降低债务比例,那么,去杠杆政策可能弱化高杠杆企业中债务监管的公司治理效应,公司治理结构将会因为越来越严重的内部人控制问题而受到严重损害,从而导致公司绩效难以得到显著提高。

与此同时,投资者信心的保持与提振是一国资本市场繁荣与发展的基础,而投资者信心这一市场情绪会受到各种复杂的理性因素与非理性因素的影响。随着我国资本市场环境的逐渐改善,外部股权投资者的理性程度逐渐提升,投资者更多地将公司基本面等理性因素作为投资决策的判断依据,而公司治理作为公司基本面的重要组成部分,对投资者的预期和判断有重要影响(雷光勇等,2012)。学者们研究指出健全的公司治理结构能保障投资者利益,提振投资者信心(雷光勇等,2011,2012;张跃文、杨志平,2016)。

通过上述分析可见,关于去杠杆政策与投资者信心的相关文献已较多,但仍有需要进一步深入研究的问题,即对于高杠杆企业来说,它们是否真的丧失了债务监管这一行之有效的治理机制,在这种情况下,作为理性经济人的职业经理人在缺乏监管时是否会采取损害外部股权投资者利益的侵权行为?股权投资者的信心是否会受到严重挫伤?有鉴于此,本文利用2014—2018年中国上市公司面板数据,首先阐释去杠杆政策影响投资者信心的作用机制,然后据此采用双重差分模型来检验去杠杆政策影响股权投资者信心的具体效果。从长期来看,投资者信心的提升需要公司业绩的支撑,而去杠杆政策不仅可能会加剧内部人控制问题,而且还会在长期内妨碍公司绩效的提升,因此去杠杆政策不一定能够有效提振投资者信心。

相比已有文献,本文的边际贡献主要有三点:第一,提出了去杠杆政策无助于提振投资者信心的观点,并从理论上阐释了其形成机制;第二,采用研究政策效应的双重差分模型检验了去杠杆政策对投资者信心的影响,既克服了内生性问题,又丰富了去杠杆政策领域与投资者信心领域的研究,并从机构持股比例和外部审计质量角度做了政策效应的异质性检验;第三,使用中介效应模型和调节效应模型来描述去杠杆政策影响投资者信心的作用机制,不仅证实第一类代理成本发挥了部分中介效应,而且还发现反映公司治理水平的独立董事制度的确发挥了显著的调节作用。

二、制度背景、理论分析与研究假说

(一) 制度背景

为应对2008年国际金融危机,中国启动了大规模的经济刺激计划,全社会的宏观杠杆率急剧提升。国际清算银行数据显示,中国宏观杠杆率从2008年底的141.3%上升到2017年底的255.9%^①,当前已接近国际警戒线270%。伴随着债务扩张,企业的债务偿付能力严

^①“中国银行业不良资产加速暴露 债转股有望大显身手”,载 <http://finance.sina.com.cn/money/bond/market/2018-02-02/doc-ifyremfz3401508.shtml>。

重恶化,我国宏观经济稳定面临着严峻的挑战。国际货币基金组织(IMF)在2014年指出,利息保障倍数低于2倍的企业面临破产风险,然而,我国企业有20%处于债务危险水平,并且利息保障倍数低于3倍的企业占比高达50%(毛振华、陈静,2019)。与此同时,同花顺数据库的统计结果显示,非金融企业部门债务占GDP比重(企业部门杠杆率)已由1994年的82.41%上升到2018年的153.55%。

为避免债务挤压即将引发的严重后果,中央政府力主强制性去杠杆,在控制总杠杆率的前提下,将企业去杠杆作为主要推手,并将国有企业去杠杆作为重中之重。2015年11月10日,中央财经领导小组第11次会议首次提出了“加强供给侧结构性改革”的战略构想,并将“三去一降一补”作为政策落实的重要抓手,其中“去杠杆”的重中之重就是优化资源配置和促进经济增长,藉此优化债务结构(孙少岩、吴尚燃,2019)。紧接着,国务院在2016年10月10日出台了《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》,强调去杠杆的基本原则是市场化、法制化、有序展开和统筹协调,主张通过积极推进企业兼并重组、完善现代企业制度强化自我约束、多措并举盘活企业存量资产、多方式优化企业债务结构、有序开展市场化银行债权转股权、依法依规实施企业破产、积极发展股权融资,通过多种途径来助推企业稳妥地降低杠杆率。其中的法制化原则强调,在去杠杆的推进过程中要注重债权人、投资者及职工的权益保护。第5条意见指出,要建立健全现代企业制度和完善企业治理结构。随后,为了落实去杠杆政策的工作目标,国务院国资委采取了“五控”“三增”等具体措施,前者是指“控行业标准、控财务杠杆、控投资规模、控风险业务和控财务风险”;后者是指“增加企业的内源融资、增加债转股和增加股权融资”。国务院新闻办公室在2018年1月17日公开披露,通过实施“五控”“三增”,中央企业不仅实现了资产规模和营业收入的快速增长,而且还让资产负债率进入了连续下调的通道,2017年中央企业平均资产负债率同比下降了0.4个百分点。^①与此同时,利用东方财富数据库(Choice)的原始数据进行计算的结果显示,在去杠杆政策推出的前两年,A股上市公司的平均资产负债率分别为43.97%和42.24%,而在2016—2018年间该值则分别为40.70%、40.15%和41.66%;无独有偶,资产负债率的标准差也从2014年的20.42%下降到2018年的19.70%。由此可见,不论是对于规模庞大的中央企业,还是对于体量相对较小的A股上市公司,去杠杆政策的实施效果都非常显著。

(二) 理论分析与研究假说

1. 去杠杆政策与投资者信心

去杠杆的实质是高杠杆的企业向下动态调整资本结构(黄俊威、龚光明,2019),这意味着,资本结构的变化可能会影响投资者信心。虽然去杠杆政策能够降低企业的财务风险和破产风险,但是资产负债率的下降却会不可避免地导致债权人丧失外部监督的激励,间接加剧管理层对股东利益的侵占,而股权代理成本的上升将会严重挫伤市场上投资者的信心。

首先,代理成本理论认为,通过克服外部人与内部人的信息不对称问题,债权人治理的外部监督可以改善公司治理结构,而更加完善的公司治理结构则能有效缓解管理层与股东之间的股权代理问题,从而保障投资者的预期收益。去杠杆政策在推动过度负债企业向下调整资产负债率的同时,将会不可避免地丧失债权融资对公司治理的外部监督作用,从而恶

^①“‘五控’‘三增’措施推进落实‘去杠杆’工作”,载 <http://www.scio.gov.cn/xwfbh/xwfbh/wqfbh/37601/37767/zy37771/document/1617066/1617066.htm>。

化公司治理结构。其实,关于资本结构与公司治理体系有效性的研究,大都认为债务融资不仅是一种融资手段,而且还可以作为一种公司治理策略来弥补股权治理的不足,优化公司治理结构。Jensen 和 Meckling(1976)的“债务控制假说”与“自由现金流假说”指出,当债务融资比重上升时,债务合同会制约管理层侵占股东权益的败德行为,约束职业经理人利用自由现金流量追逐私人收益的机会主义行为,从而在一定程度上缓解股东与经理人之间的利益冲突问题。Morellec 等(2012)研究发现,在公司治理水平低的企业中,债务成本会对经理人起到有效制约的作用。武力超等(2017)指出,债务这一工具可以有效缓解股东与经理人之间的矛盾,改善公司治理水平,即公司可以通过选择适当的资本结构形成有效的制衡机制,达到约束经理人败德行为的目的。Hart 和 Moore(1995)认为,由于债权融资的刚性兑付机制能够倒逼管理层正视潜在的财务风险,所以改善债务期限结构可以优化公司治理结构。与代理成本理论相似,控制权配置理论通常将债务契约看作一种可以缓和投资者与管理层冲突的制度安排。具体说来,一旦公司资不抵债,债权融资的刚性兑付机制和财务危机的信号作用就会引发股票市场上的以脚投票,从而导致公司接管,因此公司管理层只有努力工作,减少偷懒与卸责行为,才能保持对公司的控制权。显然,资产负债率越高,债务契约的条款越苛刻,债权人治理对改善公司治理结构的边际贡献就越大(Ittner et al., 2003)。由此可见,债权融资可以控制股东与管理层之间的股权代理成本,尤其与分散的股权投资者和债券投资者相比,银行作为非公开债务的债权人具有信息优势,可以通过契约治理、外部监管等发挥治理效应,抑制内部人控制现象,而去杠杆政策将会直接降低企业的债务尤其是短期债务的比重,从而导致上述债务监管效应的不足。

其次,从信息传递的角度来看,健全的公司治理结构能够有效增强投资者对企业的信心。对于企业尤其是上市企业来说,维持股权投资者的信心至关重要。良好的公司治理可以降低代理成本,在提高公司绩效的同时最大化股东权益,在公司股价与投资者信心之间形成一个良性互动的循环机制,从而筹集更多的资金来支持企业日常运营以及长远发展。Berle 和 Means(1932)指出,外部投资者尤其是个人投资者没有相关的专业知识与经验,无法对内部人行为进行有效的监管,也无法获取准确的关于企业未来发展前景的信息。在这种情况下,如果公司能够向市场传递一个信号来显示其完善的治理结构,那么投资者将会以此作为是否投资的主要决策依据。Shahid 和 Abbas(2019)认为,良好的公司治理可以提振投资者信心。雷光勇等(2012)认为,缺乏规范的公司治理结构会严重影响企业价值,使得投资者信心丧失殆尽,这样反映了完整有效的公司治理体系会提振投资者信心。杜勇等(2014)以农业类上市公司为研究对象,分析发现独立董事占比高能够显著降低代理成本,提升投资者信心,进而提升企业价值,而独立董事占比也反映了企业较为健全的内部治理水平。具体到去杠杆政策,该政策的执行将会弱化债权人的外部监督,导致内部人控制和股权代理成本的上升,这自然会释放一个公司治理结构不断恶化的信号。作为一个理性经济人,投资者就会富有前瞻性地据此作出不宜投资的决策。这就是孔子所谓的“危邦不入,乱邦不居”,没有人会自觉自愿地去投资一个公司治理结构严重混乱的公司。

综上所述,虽然去杠杆政策可以直接降低企业的财务困境,但是由此而来的债权人监督的缺失将会恶化公司的内部治理结构,股权代理成本的急剧攀升将会沉重地打击市场上的投资者信心。据此提出:

假说 1:去杠杆政策下,债权人治理机制的弱化将会直接刺激公司的内部人控制行为,从

而挫伤外部股权投资者的信心。

2. 去杠杆政策、机构持股与投资者信心

考虑到自身的利益和专业优势,机构投资者可以发挥有效的监督作用,约束经理人的自利行为,从而降低股权代理成本,因此,在去杠杆政策弱化债务监管机制的背景下,外部股权投资者对机构持股比例较高的企业更有信心。随着持股比例的增加,机构投资者有很强的动机去监控公司的表现与管理层的行为,这能够在一定程度上抑制公司的代理成本,换言之,在强制性去杠杆条件下可以填补债务监督缺失所造成的监管空白。具体说来,与分散的个人投资者相比,机构投资者持有的股权比例更高,可以从公司经营绩效改善的边际收益中获得更大的份额;同时,机构投资者具有专业优势与信息优势,这意味着其具有从事外部监督的规模经济效应,监督管理层的边际成本较低,因此,成本收益权衡的结果就是积极使用投票表决权,约束管理层的败德行为,降低代理成本。Karpavičius 和 Yu(2017)也指出机构投资者比普通的个人投资者有更大的激励参与公司治理的各个环节。事实上,随着我国资本市场的孕育与发展,机构投资者经历了从无到有、从弱小到强大、从单一到多元化的成长过程,当前纷纷以券商、保险公司、信托公司、财务公司、证券投资基金、合格境外机构投资者(QFII)等多种形式参与市场交易,营造了资本市场的一片繁荣景象。随着这些机构投资者持股比例的与日俱增,他们业已成为不可争辩的利益相关者,在自身利益的驱使下,他们常常不由自主地深度介入公司治理,娴熟地运用投票规则,主动行使他们所拥有的投票权,迫使高管在决策过程中增强透明度和提高效率(陈晓珊、刘洪铎,2019)。Larcker 和 Tayan(2011)也指出,股权投资者会对经理人较高的薪酬产生消极反应,而机构持股比例的逐渐增加则恰好可以缓解这种负面情绪。因此,在强制性去杠杆影响债权人治理的情况下,机构投资者可以主动行使监管职能,充分利用其所具备的从业经验、专业素养、投资策略和资源储备等资源,来优化公司的治理结构,改善公司经营状况,从而提高其经营效率,抵消投资者的消极反应。据此提出:

假说2:与机构持股比例较高的企业相比,去杠杆政策会显著抑制机构持股比例较低的企业投资者的信心。

3. 去杠杆政策、外部审计与投资者信心

由于企业外部人与内部人之间存在信息不对称,高质量的信息披露可以缓解由此而生的逆向选择与道德风险问题,所以外部审计尤其是权威的外部审计机构(如国际四大和中国前十大会计师事务所等)就不仅能够保证财务报表的真实性与可信度,而且还可以强化对管理层的约束,降低企业的代理成本。如此一来,在去杠杆政策影响债务监管的背景下,外部股权投资者对那些拥有高质量外部审计的企业更有信心。管理层等内部人拥有关于企业未来发展前景的信息,而外部股权投资者只能将公司披露的相关财务报表作为主要的信息来源渠道,因此审计质量是缓解资本市场失灵的重要制度安排。一方面,从事前的信息传递来看,高质量的审计除了提高向外传递的信息质量之外,还可以释放诸如企业价值高和不做假账等增量信息。企业是否聘用审计机构以及高质量审计机构的决策是成本收益权衡的结果,审计需要花费一定的成本,尤其是声誉很好的高质量审计机构更是费用不菲,所以只有在公司未来发展前景良好的情况下,不惧怕向外部传递公司治理水平,才会选择聘用高质量的外部审计,以此提高投资者对企业未来发展潜力与盈利能力的预期,提振外部股权投资者的信心。另一方面,从事后的监督制约作用来看,高质量外部审计的监管可以降低管理层的

道德风险行为。高质量的外部审计可以预防管理层的败德行为,如占用资金或盲目扩张导致资源浪费,危及企业生存与可持续发展的投资决策等,更好地在股东与管理层的利益之间寻求平衡,以此来缓解股权代理问题(Jensen and Meckling,1976)。由此可见,在强制性去杠杆减小企业负债规模的情况下,高质量的外部审计可以部分地替代债权人治理行使外部监督职能。据此提出:

假说3:与高质量外部审计相比,去杠杆政策会显著地打击那些拥有低质量外部审计机构的企业的投资者信心。

4.去杠杆政策、独立董事与投资者信心

作为股东利益的代表,独立董事有权干预公司重大事项,全力以赴地在财务、投资、审计和风险监控各大领域落实公司治理效能,并对管理层进行有效的监督,所以较大的独立董事规模能够在一定程度上弱化去杠杆政策抑制投资者信心的政策效应。

独立董事的独立性与维持其职业声誉的需要,激励他们要有效地履行监督职责,且独立性越强,就越能为股东利益着想,越有动力去监督管理层。Fama(1980)认为外部独立董事可以作为“专业裁判”来确保内部成员之间激烈的竞争行为,确保股东价值最大化。Fama和Jensen(1983)研究发现,绝大多数的独立董事不是其他公司的成功管理者,就是其他大型组织的重要决策者,他们很难被公司高管和大股东所俘获。同时,资本市场上的声誉机制也激励他们谨慎履职,在投票中严格遵守股东利益最大化的原则。Dahya等(2008)研究表明,独立董事能够对公司内部人实施有效监督,保障董事会决策的独立性和公正性,从而提高公司绩效。在这种情况下,虽然去杠杆政策会打击投资者信心,但独立董事制度作为公司治理结构的一项重要制度安排,能够提高董事会监督的有效性,抵制管理层的卸责行为,从而可以在一定程度上缓解债权人治理缺位对投资者信心的打击。因此,考虑到Shahid和Abbas(2019)使用董事会规模衡量公司治理水平,本文使用独立董事人数来检验独立董事的调节作用。据此提出:

假说4:独立董事规模越大,公司治理水平就越高,从而去杠杆政策对投资者信心的打击会因此而减轻。

三、研究设计

(一)研究样本与数据来源

为了研究“去杠杆”政策对股权投资者信心的影响,本文选取2014—2018年A股全部上市公司面板数据作为研究样本,样本数据来源于东方财富数据库,在使用前剔除金融类、ST及*ST类企业数据;对所有变量进行1%和99%分位数水平上的缩尾处理,以此控制异常值对结果的影响。最终得到17155个样本。本文综合使用excel 2007、stata14.0进行数据处理与分析。

(二)模型设定与变量定义

去杠杆政策具有准自然实验的特征,因此本文选用双重差分(DID)模型来评估该政策对投资者信心的影响。作为一种具有强烈主观色彩的市场情绪,投资者信心是影响一国资本市场与经济繁荣的关键因素,历来受到政界、商界及学术界的持续关注。因此,在经济周期波动中如何提振投资者的信心是一个历久弥新的话题,比如提高市场交易的透明度、强化企业内部信息披露、建立保护中小投资者的相关法律法规、以及增强企业本身的经营盈利能

力等等。同时,由于影响投资者信心的变量较多,如果不控制这些因素对投资者信心的影响,就会使得本研究的政策评估结果是有偏的。在这种情况下,为了剔除“趋势性”影响和克服内生性问题,本文没有采用普通最小二乘法,而是选用双重差分模型来估计在去杠杆政策下投资者信心的变化。如果将全样本分为同期经历了强制性去杠杆的企业和未经历去杠杆的企业,那么这种方法就能够估计出在政策前后投资者信心的净变化幅度,即在排除其他影响因素之外,完全由去杠杆政策所引发的投资者信心变化。相反,如果仅使用混合样本的OLS方法进行估计,就无法比较两组样本之间投资者信心的差异。

我们借鉴 Bertrand 和 Mullainathan (1999) 提出的双重差分模型估计去杠杆政策对投资者信心的影响,双重差分模型(1)可设计如下:

$$Confidence_{i,t} = \alpha + \beta_1 time_{i,t} + \beta_2 treated_{i,t} + \beta_3 time_{i,t} \times treated_{i,t} + \lambda \sum_{i=1}^8 X_{i,t} + \gamma \sum year + \mu \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中:下标*i*代表企业,*t*代表时期。被解释变量 $confidence_{it}$ 为企业*i*在时期*t*的投资者信心; $time_{it}$ 为时间变量, $treated_{it}$ 为处理变量, $time_{it} \times treated_{it}$ 为时间变量与处理变量的交互项,以考察去杠杆政策对投资者信心的影响; X_{it} 为控制向量, ε_{it} 为随机误差项。

各变量的具体定义和经济含义如下:

1.被解释变量

关于投资者信心(*Confidence*)的测度,国内外并没有统一标准,但较为常用的是主成分分析法。唐玮和崔也光(2017)对账面市值比、股票收益变动量、托宾Q及股票换手率进行正交化处理,再将残差进行主成分分析构造出个股层面的投资者信心综合指数。张跃文和杨志平(2016)使用股票异常收益率作为投资者信心的代理变量,这意味着异常收益率在很大程度上是由投资者信心导致的。雷光勇等(2012)将市盈率、市净率与换手率进行主成分分析获得投资者信心这一合成指标。本文按照万晓文和王丽苹(2019)的做法,采用主营业务增长率、市净率与年换手率进行主成分分析衡量投资者信心,首先将三者进行标准化处理得到 $growth1$ (主营业务增长率)、 $pb1$ (市净率)、 $exhand1$ (年换手率),再进行主成分分析得到综合测度指标: $confidence = 0.079 \times pb1 + 0.752 \times exhand1 + 0.284 \times growth1$,三项系数均为正值,与理论和现实相符,且 $KMO > 0.6$,表明采用主成分分析法是可行的。

2.解释变量

(1)处理变量(*treated*)。本文的核心解释变量即处理变量是一个虚拟变量,即当企业受到去杠杆政策影响时就赋值为1,反之则赋值为0。具体来说,为在去杠杆的同时又控风险,中央提出“五控三增”的落实措施,其中,五控之一是控不同负债标准。考虑到企业在不同行业,资本结构不一样,发展阶段不一样,国资委确定了一个能够保证企业稳健发展的合理的资产负债率控制标准,分成三大类,工业企业为70%,非工业企业为75%,科研设计企业为65%。因此,如果企业资产负债率处于65%以下则为控制组,即 $treated = 0$,否则为处理组,即 $treated = 1$ 。处理组的企业在政策实施后受到去杠杆政策的影响。^①

(2)时间变量(*time*)。该变量也是一个虚拟变量,如果样本在2016年之前(不包含2016年)就赋值为0,否则就赋值为1。

^①线性概率模型检验的结果显示,本文的分组基本满足随机选择的要求。

(3)处理变量 $\times$ 时间变量(*treated* $\times$ *time*)。该变量是时间变量(*time*)和处理变量(*treated*)的交叉项,用来检验去杠杆政策对处理组样本的政策净效应。根据双重差分模型的设计原理,如果 β_3 为负,表明去杠杆政策挫伤了投资者信心;反之则反是。

3.其他控制变量

企业的经营表现与内部治理状况会影响投资者信心,如果这些因素不予以控制,就会出现重要变量遗漏的问题,从而导致模型出现严重的内生性;同时,也为了增强研究结果的可比性,我们参考了相关文献选择了以下控制变量:流动比率(*liquidity*)、成长性(*growth*)、总资产周转率(*turnover*)、净资产收益率(*roe*)、每股收益(*eps*)、独立董事占比(*ratio*)、是否两职合一(*same*)以及股权制衡度(*balance*)。*year*和*industry*分别表示年份与行业固定效应,用来保障投资者信心不受那些源自特定年份与行业的宏观经济因素和政策变动的影响。

上述变量定义见表1。^①

表1 变量定义

变量	含义	说明
<i>Confidence</i>	投资者信心	综合测度指标,根据描述性统计的结果,其取值范围为 $[-1.4, 4.5]$,取值越大,投资者信心越强
<i>a_d_ratio</i>	资产负债率	企业总负债与总资产的比值
<i>treated</i>	处理变量	虚拟变量,当企业受到去杠杆政策影响时,即当样本属于处理组时赋值为1,反之则赋值为0
<i>time</i>	时间变量	虚拟变量,如果样本在2016年之前(不包含2016年)赋值为0,否则赋值为1
<i>time</i> $\times$ <i>treated</i>	处理变量 $\times$ 时间变量	虚拟变量,用于检验去杠杆政策对处理组的政策净效应
<i>liquidity</i>	流动比率	流动资产与流动负债的比值,反映企业偿债能力
<i>growth</i>	成长性	主营业务增长率衡量,反映企业的未来增长潜力
<i>turnover</i>	总资产周转率	营业收入与总资产的比值,反映企业运营效率
<i>roe</i>	净资产收益率	股权投资收益率,反映企业权益资本的盈利能力
<i>eps</i>	每股收益	税后利润与股本总数的比值,反映企业的经营成果,衡量普通股的获利能力与投资风险
<i>ratio</i>	独立董事占比	独立董事人数与董事会人数之比
<i>same</i>	是否两职合一	虚拟变量,当董事长与总经理为同一人时赋值为1,反之则赋值为0
<i>agency</i>	第一类代理成本	采用管理费用率衡量,具体为管理费用与营业收入的比值
<i>balance</i>	股权制衡度	第一大股东持股比例与第二大股东持股比例的比值
<i>institution</i>	机构持股比例	各类机构持股比例之和
<i>exhand</i>	股票年换手率	股票年换手率反映了该股票的受关注度与活跃程度,换手率越高,表明投资者购买该股票的意愿越强烈,信心程度越高
<i>pb</i>	市净率	较高市净率可能代表盈利能力强、系统风险较低的股票,一般而言,这类股票更加受到理性投资者欢迎
<i>pe</i>	市盈率	股价与年度每股盈余的比值
<i>year</i>	年份	样本区间:2014—2018年
<i>industry</i>	行业	根据证监会的行业分类标准,采用一级分类法,并参考主流文献的行业选择标准剔除了金融类行业,本文所考察的行业共有18个

^①表中除资产负债率(*a_d_ratio*)、机构持股比例(*institution*)为百分比之外,其他比率均为小数。由于资产负债率只在定义处理变量时发挥作用,机构持股比例只在异质性检验分组时发挥作用,并不直接进入回归分析,所以各比率间的量纲差异不会影响到文中模型回归的结果。

(三) 描述性统计

根据表 2 的描述性统计,我们可以发现,我国资本市场上的投资者对中国上市企业的投资信心整体偏低,以及去杠杆引发了市场紧张情绪。对于处理组与控制组的企业来说,投资者对两组企业的投资信心存在明显的差异,控制组的投资者信心均值为 0.033,处理组的投资者信心均值为-0.221。从直观上看,去杠杆政策与投资者信心负相关,即打击了投资者信心,这与本文的假设是一致的。当然,具体的政策效果还要通过双重差分模型来进行因果推断。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	全样本		处理组		控制组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>a_d_ratio</i>	47.741	19.998	75.002	7.688	36.342	15.702
<i>Confidence</i>	-0.004	0.832	-0.221	0.678	0.033	0.850
<i>liquidity</i>	2.395	2.189	1.053	0.550	2.614	0.276
<i>growth</i>	0.169	0.348	0.151	0.401	0.172	0.339
<i>turnover</i>	0.688	0.449	0.696	0.555	0.686	0.430
<i>roe</i>	0.099	0.128	0.056	0.189	0.106	0.114
<i>eps</i>	0.445	0.538	0.266	0.591	0.473	0.523
<i>ratio</i>	0.636	0.271	0.673	0.430	0.630	0.233
<i>same</i>	0.307	0.461	0.219	0.414	0.321	0.467
<i>balance</i>	8.062	13.564	11.780	19.048	7.464	12.356
<i>agency</i>	0.102	0.082	0.074	0.087	0.107	0.080
<i>institution</i>	36.196	24.123	46.409	21.393	34.433	24.130

(四) 平行趋势检验

为了避免选择偏差,进行双重差分检验需要事先进行平行趋势检验,因为使用 DID 方法有一个重要前提——共同趋势假设,即控制组和处理组在基期不存在显著的差异。平行趋势检验方法(Bertrand and Mullainathan, 2003)要求必须至少进行政策前后各两年的时间检验,为此,我们设计了模型(2):

$$Confidence_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Before2_{i,t} + \theta_2 Before1_{i,t} + \theta_3 Current_{i,t} + \theta_4 After1_{i,t} + \theta_5 After2_{i,t} + \theta_6 \sum_{i=1}^8 X_{i,t} + \theta_7 \sum year + \theta_8 \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中:*Confidence* 为衡量投资者信心的综合测度指标,*Before2*、*Before1* 都是虚拟变量,如果样本分别属于受到政策影响前的第 2 年和第 1 年,则该指标分别赋值为 1,反之则赋值为 0;如果样本就在受到政策影响的当年,则 *Current* 赋值为 1,反之则为 0;而当样本位于受到政策影响后的第 1 年、第 2 年,则 *After1*、*After2* 分别赋值为 1,否则为 0。*X* 为本文的控制变量,分别为流动比率、成长性、总资产周转率、净资产收益率、每股收益、独立董事占比、是否两职合一以及股权制衡度。

表 3 的平行趋势检验结果表明,*Before2* 和 *Before1* 的系数均不具有统计显著性,而 *Current*、*After1*、*After2* 的系数却在 1% 的统计水平上显著,由此可见,“去杠杆”政策的实施对处理组和控制组的投资者信心产生明显的影响,即在政策实施前投资者对过度负债与非过度负债企业的信心并不存在显著差异,但是政策实施后却出现了明显的差异,即投资者对过度负债企业的经营业绩、内部管理和发展前景等更加担忧。这意味着,平行趋势假设已经满足,可以进行双重差分检验。

表 3 平行趋势检验

时间窗口	<i>Before2</i>	<i>Before1</i>	<i>Current</i>	<i>After1</i>	<i>After2</i>
<i>Confidence</i>	-0.042 (-1.16)	-0.039 (-1.64)	-0.097 *** (-3.23)	-0.099 *** (-3.31)	-0.968 *** (-3.03)
观测值	14 289	14 289	14 289	14 289	14 289

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;括号内为 t 统计量。由于存在样本的缺失值,表 3 中的实际观测值小于数据处理后的有效样本容量 17 155 个。下同。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

表 4 首先报告了去杠杆政策影响投资者信心的回归结果。其中,第(1)列的结果显示,当控制流动比率与成长性时,强制性去杠杆显著挫伤了投资者信心,为了保证结果是无偏估计,在第(1)列的基础上逐渐加入控制变量总资产周转率、净资产负债率、每股收益、独立董事占比、是否两职合一、股权制衡度,该政策效果仍显著为负,表明结果的稳健性,即去杠杆政策显著挫伤了股权投资者的信心,与理论预测完全一致,本文的假设 1 得到验证。

表 4 基准回归结果

变量	<i>Confidence</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>time</i> × <i>treated</i>	-0.0586 ** (-2.16)	-0.0578 ** (-2.12)	-0.0570 ** (-2.10)
<i>treated</i>	-0.0518 ** (-2.34)	-0.0545 ** (-2.43)	-0.0408 * (-1.83)
<i>time</i>	-0.0929 *** (-4.89)	-0.0919 *** (-4.80)	-0.1121 *** (-5.91)
<i>liquidity</i>	0.0516 *** (15.56)	0.0533 *** (15.83)	0.0489 *** (14.51)
<i>growth</i>	0.0089 *** (58.83)	0.0088 *** (57.37)	0.0086 *** (56.56)
<i>turnover</i>		0.0760 *** (4.85)	0.0902 *** (5.76)
<i>roe</i>		-0.0003 (-0.45)	-0.0006 (-0.80)
<i>eps</i>		0.0097 (0.53)	0.0085 (0.47)
<i>ratio</i>			-0.0165 (-0.99)
<i>same</i>			0.1920 *** (12.90)
<i>balance</i>			-0.0026 *** (-7.79)
常数项	-0.6075 *** (-19.55)	-0.6522 *** (-20.97)	-0.6154 *** (-18.68)
年份效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
观测样本数	14 298	14 289	14 289
R^2	0.2653	0.2664	0.2786

(二) 稳健性检验

基准回归结果显示,强制性去杠杆显著降低了投资者信心,但这一效果是否稳健呢?本文通过更换被解释变量和改变处理变量的分组标准来进行稳健性检验。

1. 更换被解释变量与稳健性检验

首先,借鉴雷光勇等(2012)的做法,将市盈率、市净率与年换手率进行主成分分析获得投资者信心这一合成指标,此处我们用 y 表示。为此,先将市盈率、市净率与年换手率标准化为 $pe1$ (市盈率)、 $pb1$ (市净率)与 $exhand1$ (年换手率),再进行主成分分析,得到合成指标 $y=0.462 \times pe1+0.559 \times pb1+0.418 \times exhand1$,其 KMO 仍大于 0.6。表 5 汇报了更换被解释变量后的回归结果^①,可以看出,即使在改变投资者信心的度量方法后,去杠杆政策仍在 5% 的统计水平上显著降低投资者信心,这证明假设 1 具有稳健性。

表 5 更换被解释变量的回归结果(1)

变量	y		
	(1)	(2)	(3)
$time \times treated$	-0.1094 ** (-2.05)	-0.1245 ** (-2.35)	-0.1244 ** (-2.37)
$treated$	0.0756 (1.59)	0.1556 *** (3.32)	0.1714 *** (3.67)
$time$	-0.3689 *** (-17.46)	-0.3489 *** (-16.63)	-0.3721 *** (-17.75)
常数项	-0.5377 *** (-11.39)	-0.6447 *** (-13.90)	-0.6045 *** (-12.35)
控制变量	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
观测样本数	14 300	14 289	14 289
R^2	0.1919	0.2190	0.2295

其次,Rahman 和 Shamsuddin(2019)、唐国平和李龙会(2011)使用股票年换手率作为投资者信心的代理变量,所以本文除了使用主成分分析法外,也将股票年换手率作为投资者信心的代理变量进行稳健性检验。此处用 $exhand1$ (年换手率)表示投资者信心。表 6 汇报了去杠杆政策对股票年换手率的影响,回归结果显示,在模型中依次加入反映企业经营状况与内部治理结构的变量后,去杠杆政策均显著降低了投资者信心,进一步验证了本文假设 1 的稳健性。

表 6 更换被解释变量的回归结果(2)

变量	$exhand1$		
	(1)	(2)	(3)
$time \times treated$	-0.0639 * (-1.85)	-0.0616 * (-1.77)	-0.0606 * (-1.75)
$treated$	-0.1048 *** (-3.73)	-0.1131 *** (-3.97)	-0.0964 *** (-3.40)

^①为了节省篇幅,表 5-12 没有汇报各方程控制变量的情况,但是各方程控制变量的添加顺序与表 4 的基准回归完全相同。如需完整回归结果,请与作者联系。

续表 6 更换被解释变量的回归结果(2)

变量	<i>exhand1</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>time</i>	-0.0844 *** (-3.39)	-0.0864 *** (-3.45)	-0.1110 *** (-4.47)
常数项	-0.5615 *** (-13.96)	-0.6114 *** (-15.15)	-0.5684 *** (-13.27)
控制变量	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
观测样本数	14 298	14 289	14 289
R^2	0.1368	0.1383	0.1512

2. 改变分组标准与稳健性检验

为检验结果的稳健性,按照“五控三增”中的 75% 的标准进行稳健性检验,将资产负债率大于 75% 的企业归为处理组,资产负债率小于 75% 的企业归为控制组。表 7 结果显示,在依次加入控制变量后,强制性去杠杆政策在 1% 的统计水平上显著降低了投资者信心。

表 7 改变处理变量分组标准后的回归结果(1)

变量	<i>Confidence</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>time</i> × <i>treated</i>	-0.1002 *** (-2.76)	-0.1003 *** (-2.72)	-0.1027 *** (-2.78)
<i>treated</i>	0.0180 (0.61)	0.0198 (0.65)	0.0311 (1.02)
<i>time</i>	-0.0921 *** (-5.03)	-0.0907 *** (-4.92)	-0.1114 *** (-6.10)
常数项	-0.6202 *** (-20.16)	-0.6654 *** (-21.60)	-0.6238 *** (-19.07)
控制变量	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
观测样本数	14 298	14 289	14 289
R^2	0.2643	0.2654	0.2779

与此同时,表 8 汇报了将资产负债率 70% 作为控制组与处理组划分标准的回归结果。结果显示,在依次加入控制变量后,强制性去杠杆政策在 1% 的统计水平上依然显著降低了投资者信心。

虽然在主回归中本文将“五控三增”政策中最低的资产负债率 65% 作为分组依据,结果显示去杠杆政策在 5% 的统计水平上显著降低了高杠杆企业的投资者信心,但是,通过表 7 和表 8 的回归结果不难发现,即便将其他两个杠杆率 75% 与 70% 作为分组标准,实证结果仍显示去杠杆政策在 1% 的统计水平上显著降低了投资者信心。这不仅再次检验了本文结果的稳健性,而且也间接地表明处理变量的确满足随机分组的要求。

表 8 改变处理变量分组标准后的回归结果 (2)

变量	Confidence		
	(1)	(2)	(3)
<i>time</i> × <i>treated</i>	-0.1117 *** (-3.58)	-0.1109 *** (-3.53)	-0.1100 *** (-3.50)
<i>treated</i>	0.0119 (0.46)	0.0113 (0.43)	0.0219 (0.83)
<i>time</i>	-0.0880 *** (-4.73)	-0.0868 *** (-4.63)	-0.1075 *** (-5.80)
常数项	-0.6193 *** (-20.00)	-0.6642 *** (-21.43)	-0.6239 *** (-18.96)
控制变量	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
观测样本数	14 298	14 289	14 289
R^2	0.2647	0.2657	0.2782

五、异质性分析

(一) 机构持股比例的异质性分析

表 9 报告了在不同机构持股比例下去杠杆政策影响投资者信心的不同结果。按照相关研究,可以将机构持股比例的平均值作为分类依据。根据计算,本文所考察的样本中机构持股比例平均值是 36%,于是将机构持股比例大于等于平均值 36%的企业划归为高机构持股比例样本,机构持股比例小于平均值 36%的企业划归为低机构持股比例样本。通过表 9 可以明显地看出,对于机构持股比例较低的企业,去杠杆政策在 5% 的统计水平上显著降低了投资者信心;而对于高机构持股比例的企业,虽然强制性去杠杆政策下,投资者信心是降低的,但该效果并没有统计上的显著性。这也在一定程度上说明,以机构投资者为代表的大股东能够克服搭便车心理,通过降低第一类代理成本来间接保护中小股东的权益。所以,本文的假设 2 得到验证。

表 9 机构持股比例的异质性分析

变量	高机构持股比例	低机构持股比例
	(1)	(2)
<i>time</i> × <i>treated</i>	-0.0354 (-0.52)	-0.0611 ** (-2.14)
<i>treated</i>	-0.0600 (-0.98)	-0.0303 (-1.29)
<i>time</i>	-0.1362 ** (-2.47)	-0.1134 *** (-5.76)
常数项	-0.6158 *** (-8.85)	-0.6188 *** (-17.09)
控制变量	YES	YES
年份效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
观测样本数	798	13 491
R^2	0.4436	0.2744

(二) 外部审计质量的异质性分析

表 10 报告了在外部审计质量不同的情况下去杠杆政策影响投资者信心的差异化。我们按照相关研究,将审计机构是否为国际四大会计师事务所作为审计质量的划分标准,审计机构为国际四大会计师事务所的企业划分到高质量外部审计的样本中,审计机构为非国际四大会计师事务所的企业划分到低质量外部审计的样本中。通过表 10 可以明显地看出,去杠杆政策在 5% 的统计水平上显著降低了审计机构为非国际四大会计师事务所的企业的投资者信心 0.1201 个单位,但并没有显著降低投资者对审计机构为国际四大会计师事务所的企业的信心。本文的假设 3 得到验证。

表 10 审计机构的异质性分析

变量	外部审计机构为非国际四大会计师事务所	外部审计机构为国际四大会计师事务所
	(1)	(2)
<i>time</i> × <i>treated</i>	-0.1201 ** (-2.11)	-0.0117 (-0.50)
<i>treated</i>	0.0337 (0.77)	-0.0003 (-0.02)
<i>time</i>	-0.0526 * (-1.69)	-0.1514 *** (-8.18)
常数项	-0.1841 * (-1.86)	-0.6004 *** (-23.03)
控制变量	YES	YES
年份效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
观测样本数	7 042	7 247
R^2	0.2220	0.4014

六、影响机制分析

(一) 中介效应检验

本文的理论分析表明,去杠杆政策的实施必然导致企业资本结构向下的动态调整,这会引引起债权人治理的弱化,如此一来,内部人控制问题就会加剧,从而在长期内挫伤投资者信心。本文采用第一类代理成本作为内部人控制的代理变量。接下来运用温忠麟等(2005)提出的中介效应模型,来验证内部人控制问题在去杠杆政策影响投资者信心过程中所发挥的中介作用。中介效应模型可由前文的模型(1)和如下的模型(3)与(4)构成:

$$Confidence_{i,t} = \alpha + \beta_1 time_{i,t} + \beta_2 treated_{i,t} + \beta_3 time_{i,t} \times treated_{i,t} + \lambda \sum_{i=1}^8 X_{i,t} + \gamma \sum year + \mu \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$agency_{i,t} = \alpha + \phi_1 time_{i,t} + \phi_2 treated_{i,t} + \phi_3 time_{i,t} \times treated_{i,t} + \lambda \sum_{i=1}^8 X_{i,t} + \gamma \sum year + \mu \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Confidence_{i,t} = \alpha + \alpha_1 time_{i,t} + \alpha_2 treated_{i,t} + \alpha_3 time_{i,t} \times treated_{i,t} + \alpha_4 agency_{i,t} +$$

$$\lambda \sum_{i=1}^8 X_{i,t} + \gamma \sum year + \mu \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中 *agency* 表示第一类代理成本,参照相关文献,使用管理费用率作为代理变量,其余变量与前文定义相同。根据中介效应模型的检验程序(温忠麟等,2005),第一步应该检验模型(1)中的 β_3 是否显著。如果 β_3 显著,就可以进入第二步,即检验模型(3)与(4),如果 ϕ_3 和 α_4 均显著,但 α_3 不显著,这就说明第一类代理成本发挥了完全中介效应;如果 α_3 显著,就意味着第一类代理成本仅仅发挥了部分中介效应。倘若 ϕ_3 和 α_4 中至少有一个不显著时,就需要利用 Sobel Z 检验来判断是否存在中介效应。

表 11 汇报了去杠杆政策影响投资者信心的机制分析结果。如表 11 所示,第(2)列是前文的主回归结果,第(1)列显示了去杠杆政策显著提高了第一类代理成本,这也验证了本文的猜想,即在去杠杆政策下,债权监管机制的缺失导致经理人的卸责行为未受到有效监管与制约,管理层的卸责行为与股东利益最大化目标出现偏离。第(3)列显示了第一类代理成本、政策效应交乘项与投资者信心的回归结果,且第一类代理成本的回归系数仍显著为正,表明第一类代理成本在去杠杆政策降低投资者信心的政策效应中发挥了部分中介效应。这与本文的整个理论推断相吻合,即去杠杆政策的确在一定程度上加剧了内部人控制现象,从而挫伤了投资者信心。

表 11 中介效应检验:第一类代理成本

变量	<i>agency</i>	<i>Confidence</i>	<i>Confidence</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>agency</i>			0.0060*** (7.80)
<i>time</i> × <i>treated</i>	1.1551*** (3.38)	-0.0570** (-2.10)	-0.0630** (-2.33)
<i>treated</i>	-2.2298*** (-7.83)	-0.0408* (-1.83)	-0.0281 (-1.26)
<i>time</i>	-3.8547*** (-22.12)	-0.1121*** (-5.91)	-0.0909*** (-4.77)
常数项	12.2551*** (32.03)	-0.6154*** (-18.68)	-0.6899*** (-20.83)
控制变量	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
观测样本数	16 119	14 289	14 289
R^2	0.3226	0.2786	0.2811

(二) 调节效应检验

为检验独立董事这一公司治理机制在去杠杆政策影响投资者信心中发挥的调节效应,按照温忠麟等(2005)提出的调节效应模型建立模型(5):

$$Confidence_{i,t} = \alpha + \alpha_1 time_{i,t} + \alpha_2 treated_{i,t} + \alpha_3 time_{i,t} \times treated_{i,t} + \alpha_4 inde_{i,t} + \alpha_5 time_{i,t} \times treated_{i,t} \times inde_{i,t} + \lambda \sum_{i=1}^8 X_{i,t} + \gamma \sum year + \mu \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

(5)式中,*inde* 表示独立董事的人数,鉴于本文所考察的样本中独立董事人数的最大值为 9,所以并没有按照相关文献进行对数化处理,其余变量的定义与前文相同,若 α_5 显著为正,则证明独立董事规模发挥显著的正向调节效应。表 12 汇报了独立董事规模在去杠杆政策影响投资者信心中的调节作用。该回归模型的结果显示,即便是加入反映企业盈利能力与公司治理水平的控制变量后,政策效应与独立董事规模交叉项的回归系数仍显著为正。这意味着,独立董事的制度设计发挥了维护投资者权益的作用,这在一定程度上修正了“独董不独”的偏见。由此,本文的假设 4 得到验证,即独立董事规模这一代表较高治理水平的变量正向调节去杠杆政策降低投资者信心的政策效应,减轻了去杠杆政策对投资者信心的负面冲击。

表 12 调节效应检验:独立董事规模

变量	Confidence	Confidence	Confidence
	(1)	(2)	(3)
<i>treated</i> × <i>time</i>	-0.2464 *** (-3.62)	-0.2619 *** (-3.85)	-0.2147 *** (-3.15)
<i>inde</i>	-0.1450 *** (-15.60)	-0.1461 *** (-15.57)	-0.1387 *** (-14.72)
<i>treated</i> × <i>time</i> × <i>inde</i>	0.0592 *** (3.33)	0.0641 *** (3.62)	0.0492 *** (2.75)
<i>treated</i>	-0.0366 * (-1.67)	-0.0367 * (-1.65)	-0.0265 (-1.20)
<i>time</i>	-0.0999 *** (-5.30)	-0.0994 *** (-5.24)	-0.1175 *** (-6.24)
常数项	-0.1014 ** (-2.20)	-0.1436 *** (-3.12)	-0.1770 *** (-3.88)
控制变量	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
观测样本数	14 298	14 289	14 289
<i>R</i> ²	0.2745	0.2757	0.2864

七、结论与建议

(一) 研究结论

在去杠杆政策的制度背景下,本文利用 2014—2018 年间 A 股非金融类上市公司数据,运用双重差分模型,实证检验了去杠杆政策对股权投资者信心的影响,证实了本文的研究假说。

首先,理论分析表明,虽然去杠杆政策可以降低企业的财务风险和破产风险,但是,企业债务尤其是短期债务比例的降低不足以激励债权人从公司外部去监督和制约管理层的卸责行为。显然,在健全规范的公司治理结构下形成的高效运转、有效制衡的监督约束机制才是提升外部股权投资者信心的关键因素,所以去杠杆政策导致的一个意想不到的后果就是可能会打击投资者信心。

其次,基于 DID 的实证检验证实了本文的理论推断,即去杠杆政策会打击投资者信心。主效应回归结果发现,在强制性去杠杆政策的外部冲击下,债权人治理的机制被削弱,经理人的卸责行为无法得到有效制约,因此外部股权投资者利益不能得到有效保护,这自然会挫伤他们的投资信心。

最后,进一步的实证结果显示,强制性去杠杆政策对投资者信心的影响具有显著的异质性特征。具体表现为,与机构持股比例较低、外部审计质量较差的企业相比,机构持股比例较高、外部审计质量较高的企业拥有更完善的多维监督与治理机制,从而能够矫正债权融资治理机制弱化所造成的治理失灵,所以强制性去杠杆政策降低投资者信心的效应在这类企业中更低或甚至不显著。同时,中介效应检验结果也显示,去杠杆政策的确可以通过提高企业的第一类代理成本,进而削弱投资者信心。然而,调节效应发现,独立董事规模在去杠杆政策挫伤投资者信心的影响中发挥了正向调节作用。

(二) 政策建议

根据本文的研究发现,可以提出以下几点建议:

首先,建议政府在深入推进去杠杆政策的进程中,要及时关注其负面效应,创新监督措施,尤其是要重视第三方独立审计、机构投资者和独立董事制度的公司治理效应,减轻内部人控制问题,降低股权代理成本。为弥补去杠杆政策下债权监管机制的弱化,应重视第三方独立审计机制,既要加强会计师职业道德教育,又要改善他们的从业环境,营造其独立从业的市场环境,谨防受到内部人的影响。改善“软”的制度环境,鼓励并引导机构投资者积极监督和参与公司的重大决策,充分释放机构投资者的公司治理潜能。完善独立董事制度,创新激励机制,激励独立董事积极主动、公平公正地参与董事会的重大经营决策,提高董事会的运行效率。建立注册会计师与独立董事的民事赔偿责任,加大执法力度,从法律制度上实现审计保护机制与独立董事保护机制的务实落地,减轻内部人控制问题,强化投资者保护。倘能如此,去杠杆政策的深入推进,将会取得事半功倍之效。

其次,建议上市公司要顺势而为,凭借去杠杆政策推进的有利时机,改善财务状况,实现企业长远发展。对于高杠杆企业而言,在财务风险和破产风险降低的情况下,应该通过完善公司治理结构,有效防范内部人控制问题以抑制股权代理成本的急剧膨胀。在避免陷入财务风险的同时,为实现企业可持续经营与未来长远发展,应积极主动建立一个利益相关者能够相互监督制衡的公司内部治理体系,以此来抑制企业的股权代理问题。比如,机构投资者应充分发挥其专业优势,积极在股东大会上行使表决权,并在必要时采取集体行动向管理层提出经营建议,对经理人的卸责行为进行必要的监管制约,弥补债权融资治理机制的弱化,增强企业的自生能力。同时,企业应勇敢地面对信息披露制度,主动选择质量较高的外部审计机构,这在向外部释放公司财务透明、盈利能力强和治理完善等积极信号的同时,也会实质性地反作用于公司内部治理结构的健全与完善。显然,这也会在一定程度上倒逼审计机构质量的提高,从而形成良性互动。在这种情况下,公司自然也应重视独立董事所能发挥的治理效应,在独立董事、内部董事与管理层之间形成较为稳定的监督与制衡。

最后,对于投资者而言,建议在去杠杆政策的市场背景下,不要过度悲观,而要敢于主动出击和善于发现投资机会,并积极利用二级市场的交易机制,以脚投票,在追求投资收益之际助推公司治理结构的不断完善。根据本文的研究,投资者可以通过观察和分析机构投

投资者、外部审计机构和独立董事等的行为,来获取公司估值的有益信息,帮助自己动态地调整资产配置策略和交易策略。具体来说,企业治理体系的完善程度直接关系到企业的生存与可持续发展,而外部股权投资者则根据对企业未来盈利能力与发展潜力的预期做出投资决策。因此,当去杠杆政策导致企业债权融资治理机制缺失时,如果投资者对某家公司感到完全绝望,就可以选择平仓退出,将资金转投于其他的对投资者更加友好、内部治理结构更加健全和投资项目期望收益率更高的公司。如此一来,公司股价的下跌会倒逼企业采取有效措施,完善企业的治理体系,抑制管理层对股东的侵权行为,提高经营效率,以此来提振和重树投资者的信心。

参考文献:

- 1.陈晓珊、刘洪铎,2019:《机构投资者持股、高管超额薪酬与公司治理》,《广东财经大学学报》第2期。
- 2.杜勇、刘建徽、杜军,2014:《董事会规模、投资者信心与农业上市公司价值》,《宏观经济研究》第2期。
- 3.黄俊威、龚光明,2019:《融资融券制度与公司资本结构动态调整——基于“准自然实验”的经验证据》,《管理世界》第10期。
- 4.胡育蓉、齐结斌、楼东玮,2019:《企业杠杆率动态调整效应与“去杠杆”路径选择》,《经济评论》第2期。
- 5.雷光勇、王文、金鑫,2011:《盈余质量、投资者信心与投资增长》,《中国软科学》第9期。
- 6.雷光勇、王文、金鑫,2012:《公司治理质量、投资者信心与股票收益》,《会计研究》第2期。
- 7.林晚发、刘颖斐,2019:《信用评级调整与企业杠杆——基于融资约束的视角》,《经济管理》第6期。
- 8.刘晓光、刘元春,2019:《杠杆率、短债长用与企业表现》,《经济研究》第7期。
- 9.毛振华、陈静,2019:《我国企业去杠杆路径的战略性转变》,《新金融》第9期。
- 10.孙少岩、吴尚燃,2019:《实体经济债务杠杆对经济增长的影响研究——基于VECM模型的实证分析》,《经济问题探索》第7期。
- 11.唐国平、李龙会,2011:《环境信息披露、投资者信心与公司价值——来自湖北省上市公司的经验证据》,《中南财经政法大学学报》第6期。
- 12.唐玮、崔也光,2017:《政府控制、创新投入与公司价值——基于投资者信心的中介效应分析》,《财贸研究》第6期。
- 13.万晓文、王丽苹,2019:《代理成本、投资者信心与企业价值》,《财务研究》第1期。
- 14.王满四、徐朝辉、吴冰蓝,2019:《银行债权二维治理及其公司治理效应研究》,《会计研究》第2期。
- 15.温忠麟、侯杰泰、张雷,2005:《调节效应与中介效应的比较和应用》,《心理学报》第2期。
- 16.巫岑、黎文飞、唐清泉,2019:《产业政策与企业资本结构调整速度》,《金融研究》第4期。
- 17.武力超、乔鑫皓、韩华桂、钟莹霞,2017:《公司治理对企业资本结构动态调整速率的影响》,《经济与管理研究》第8期。
- 18.张跃文、杨志平,2016:《现金分红能够增强股市投资者长期信心吗》,《金融评论》第6期。
- 19.Berle, A.A., and G. C.Means. 1932. *The Modern Corporation and Private Property*. New York: MacMillan Company.
- 20.Bertrand, M., and S. Mullainathan. 1999. “Is There Discretion in Wage Setting? A Test Using Takeover Legislation.” *RAND Journal of Economics* 30(3): 535–554.
- 21.Bertrand, M., and S. Mullainathan. 2003. “Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences.” *Journal of Political Economy* 111(5): 1043–1075.
- 22.Dahya, J. , O. Dimitrov, and J. J. McConnell. 2008. “Dominant Shareholders, Corporate Boards, and Corporate Value: A Cross-country Analysis.” *Journal of Financial Economics* 87: 73–100.
- 23.Fama, E.F.1980. “Agency Problems and the Theory of the Firm.” *Journal of Political Economy* 88(2): 288–307.

- 24.Fama, E. F. , and M. C. Jensen. 1983. "Agency Problems and Residual Claims." *Journal of Law and Economics* 26(2) : 327-349.
- 25.Hart, O. , and J. Moore. 1995. "Debt and Seniority: An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management." *American Economic Review* 85(3) : 567-585.
- 26.Ittner, C. D. , D. F. Larcker, and T. Randall. 2003. "Performance Implications of Strategic Performance Measurement in Financial Services Firms." *Accounting Organizations and Society* 28: 715-741.
- 27.Jensen, M. C. , and W. H. Meckling. 1976. "Theory of the Firm; Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure." *Journal of Financial Economics* 3(4) : 305-360.
- 28.Karpavičius, S., and F. Yu. 2017. "How Institutional Monitoring Creates Value: Evidence for the Free Cash Flow Hypothesis." *International Review of Economics and Finance* 52: 127-146.
- 29.Larcker, D., and B. Tayan. 2011. *Corporate Governance Matters: A Closer Look at Organizational Choices and Their Consequences*. Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Education, Inc.
- 30.Morellec, E., B. Nikolov , and N. Schürhoff. 2012. "Corporate Governance and Capital Structure Dynamics." *Journal of Finance* 67(3) : 803-848.
31. Rahman, M.L. , and A. Shamsuddin. 2019. " Investor Sentiment and the Price-earnings Ratio in the G7 Stock Markets." *Pacific-Basin Finance Journal* 55 : 46-62.
- 32.Shahid, M.S., and M. Abbas. 2019. "Does Corporate Governance Play Any Role in Investor Confidence, Corporate Investment Decisions Relationship? Evidence from Pakistan and India." *Journal of Economics and Business* 105:1-11.

Would the Deleveraging Policy Affect the Confidence of Investors?

Qin Hailin and Gao Yiwei

(School of Economics and Management, Tiangong University)

Abstract: When adjusting the capital structure, deleveraging policy will reduce the financial and bankruptcy risk of enterprises. However, this will weaken the governance effect of creditors and further aggravate the problem of insider control. Therefore, this deleveraging policy might not only undermine the confidence of investors, but also weaken its policy effect in the long run. Based on the panel data of non-financial listed A-share companies from 2014 to 2018, we use the DID method to analyze the impact of deleveraging on the confidence of investors. The results indicate that the deleveraging policy significantly depresses the confidence of investors. The policy effect is more significant in the companies with lower institutional shareholding ratio and inferior quality of external audit. Tests on intermediary effect show that the deleveraging policy indirectly undermines the confidence of investors by increasing the first type of agency cost of enterprises; the scale of independent directors plays a positive role in regulating the relationship. Therefore, in the process of deleveraging, we should pay attention to the changes in the structure of corporate governance. We also need to implement some complementary measures to supervise and restrain the misbehaviors of managers.

Keywords: Deleveraging Policy, Confidence of Investors, Creditor Governance, Equity Agency Cost

JEL Classification: G32, G34, G38

(责任编辑:彭爽)