

去杠杆政策降低公司财务风险了吗？

——基于股权集中度的分析视角

秦海林, 孙疆奥

(天津工业大学 经济与管理学院, 天津 300387)

[摘要]不论是“减债”,还是“增权”,去杠杆政策都会提高股权集中度,这有助于实际控制人克服“搭便车”行为,抑制管理层的卸责行为,所以去杠杆政策可能会降低企业的财务风险。对此,基于2014—2019年我国A股上市公司数据,运用双重差分模型检验了去杠杆政策对公司财务风险的影响。结果显示,去杠杆政策能显著降低公司财务风险,尤其是对于非国有企业和在主板上市的企业而言,政策效应尤为显著。中介效应检验表明,股权集中度在政策效应中发挥了部分中介作用。因此,建议企业应在去杠杆进程中顺势而为,适度集中公司股权,借此降低财务风险。

[关键词]去杠杆政策;财务风险;代理成本;股权集中度;公司治理结构;政策效应

[中图分类号]F275;F832.5;F272.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2022)01-0069-11

一、引言

自20世纪90年代以来,中国经济一直处于高杠杆的运行状态,很多企业都不约而同地陷入了技术性破产状态。根据同花顺iFinD的数据,如果以2008年国际金融危机爆发为界,可以把这个时期的宏观杠杆率的变化分为两个阶段来考察:从1993年第四季度到2008年第四季度,非金融企业部门杠杆率从91.66%上升至95.20%,实体经济部门杠杆率从107.79%飙升到141.12%。这个时期的宏观杠杆率虽然处于高位运行状态,但是仅仅呈现出轻微的上扬趋势。然而,从2009年第一季度到2019年第四季度,非金融企业部门杠杆率从107.38%飙升至151.30%,实体经济部门杠杆率从155.26%蹿升到245.40%。两相比较,不难发现,在国际金融爆发之后,中国的宏观杠杆率在短期内呈现出迅猛的上蹿之势,尤其是实体经济部门杠杆率在10年间的增幅居然高达100%。与此同时,无论是金融危机之前,还是在此之后,中国的实体经济部门其实都已经处在一种技术性破产的状态,只是金融危机之后的状况更糟而已。

为此,2015年底中央经济工作会议提出了“三去一降一补”的政策方针,并将去杠杆政策作为深化供给侧结构性改革的重要抓手,希冀以此来抑制各类企业高杠杆运行的财务风险问题。然而,政策执行的效果真的是恰如预期吗?尚不得而知。

二、文献综述

首先,关于去杠杆政策与微观经济行为。学界存在以下观点:第一,公司财务杠杆会直接影响企业的投资行为、收益水平和公司业绩等,进而影响公司财务风险。Frank等发现,在美国,财务杠杆与收益水平

[收稿日期]2021-05-31

[基金项目]天津市社会科学规划项目(TJYY13-019;TJYY17-010)

[作者简介]秦海林(1976—),男,四川南充人,天津工业大学经济与管理学院金融系教授,博士,主要研究方向为公司金融、财富管理和体制改革,邮箱:w1976x@163.com;孙疆奥(1997—),女,河北石家庄人,天津工业大学经济与管理学院硕士生,主要研究方向为公司金融与财富管理。

存在负相关关系^[1]。王子一认为,在我国企业杠杆水平普遍较高的情况下,负债水平与公司业绩负相关^[2]。第二,通过直接改变公司的资本结构,公司财务杠杆的调整能够显著影响企业财务风险。如果能够有效调节负债资金在资本结构中的比例,就可能控制来自资金流短缺的财务危机^[3]。汪娟等认为,在企业实施去杠杆政策时,这一政策会通过改变资本结构和投资行为,进而影响其风险承担能力^[4]。针对此种情况,孙思栋等认为,需要通过去杠杆政策的调整改善资本结构,以此来降低企业的财务风险^[5]。第三,去杠杆政策也可以通过改变公司融资能力来改变企业债务结构。在我国,去杠杆通常通过缩减信贷融资规模的方式,使得微观企业可获得的资金总量受到限制,所以企业债务结构将因此呈现出显著变化。杨玉龙等认为,企业资金紧张时,随着经营性负债比重的提高,金融性负债会相应下降^[6]。

其次,关于企业去杠杆的途径。研究者认为,在政策高压下,某些企业会采取明股实债以及会计手段来操纵杠杆,从形式上降低杠杆率。在实际操作中,除了股权融资之外,明股实债^[7]、收缩信贷杠杆^[8]和发行永续债^[9]等都可以达到去杠杆的目的。然而,定向增发进行再融资有很多优势^[10],因而它在去杠杆过程中一枝独秀,采用定向增发方式筹资的企业曾一度高达 86.13%^[11-12]。

最后,关于公司财务风险的影响因素。一方面,研究者认为,除了多元化经营和社会责任信息披露之外,不仅恰当运用金融科技会抑制财务风险的发生^[13],而且提高股权集中度也可以抑制管理层的盈余管理行为,从而降低公司财务风险。Jensen 等的“利益趋同假说”认为,股权集中时大股东会加强对管理层的监督,这在一定程度上有利于抑制管理层的盈余管理行为,降低财务风险^[14]。另一方面,研究者发现还有一些不当行为则会增大公司的财务风险,如控股股东股权质押行为^[15]、财务人员素质较低和企业内部资金管理不够完善等^[16]。

综上,虽然关于财务杠杆如何影响微观经济行为学界已经有了大量研究,但是去杠杆政策对公司财务风险的影响机制却还未得到深入细致的研究;同时,在研究方法上,内生性问题长期被忽视,因此,本文拟采用中国 A 股非金融类上市公司 2014—2019 年间的数据库,运用双重差分模型来实证考察去杠杆政策对上市公司财务风险的影响。

本文有四个边际贡献:(1)基于去杠杆政策的实践操作,以定向增发为抓手,阐释去杠杆政策抑制公司财务风险的作用机制;(2)使用 DID 模型检验克服实证模型的内生性问题,从而证实去杠杆政策与公司财务风险之间存在因果关系;(3)从企业性质和上市板块两个角度考察去杠杆政策影响公司财务风险的异质性特征;(4)采用中介效应模型,探究去杠杆政策影响企业财务风险的作用机制。

三、理论分析与研究假设

(一) 去杠杆政策与公司财务风险

去杠杆政策的执行,无论公司采取“减债”的方式,还是“增权”的手段,都会没有例外地导致公司股权更加集中,克服股权治理的“搭便车”问题,从而降低公司的财务风险。然而,在假定股权结构不变的情况下,基于“减债”的去杠杆行为,将会直接导致公司资产规模的缩减,间接引致股权比例的提高和大股东控股权的相对上升,即这种去杠杆行为会自然而然地导致公司股权的相对集中。因此,下文将分析基于“增权”的去杠杆行为是如何导致股权更集中,从而抑制公司财务风险的。

首先,定向增发是公司落实去杠杆政策的常用手段,而定向增发的对象往往是大股东,这不仅会直接地导致股权更加集中,而且也可以克服中小股东监管经理人的“搭便车”心理,加强大股东对高管机会主义行为的监管,从而提升企业运营资金管理的水平,降低财务风险。我国上市公司进行再融资有三种方式:配股、增发和可转换债券。相对于其他股权融资方式,定向增发具有发行流程简单、定价灵活、对上市公司的盈利指标没有硬性要求等优点,所以在去杠杆的进程中企业增加股权融资的最佳方式是向大股东定向增发。定向增发不仅具有方式简单、低成本的优点,而且可以快速解决企业资金短缺问题,改善上市公司的财务状况。如此一来,采用股权融资的定向增发,既起到了降低资产负债率、改善资

本结构、增强企业财务稳健性的作用,又强化了公司的股权集中度。实际上,在再融资方式的选择上,定向增发是最优选择,因为这不仅可以使传统业务稳步提升、新兴业务持续发展,还可以进一步稳固现有股东结构,提振大股东的信心。如果不是出于收购兼并的目的,定向增发的对象一般是对企业股票购买力度较大、与公司利益直接相关的企业大股东,有的大股东甚至一家包揽所有增发股票,因为定向增发的股票价格是有折扣的,而在二级市场增持却是必须按照市价购买的。定向增发中的机构投资者追求短期目标,并不真正追逐公司的长远价值,而大股东的利益则与公司直接相关。如此看来,随着去杠杆政策的实施,企业为了追求长期的利益,更偏向于向大股东筹集资金,从而增加了企业的股权集中度。事实上,在向大股东定向增发的过程中,大股东的价值和监督作用不仅得到了有效发挥,而且公司的股权集中度进一步加强。总之,在去杠杆政策的进程中,企业会主动降低债权融资的比重,增加以向大股东定向增发为主的股权融资,从而刺激股权集中度的提升。

其次,大股东能够有效克服中小股东监管经理人的“搭便车”行为,所以去杠杆政策所导致的股权集中度的增加能够显著控制第一类代理成本,抑制经理人在公司运营中的卸责行为,从而降低财务风险。根据利益趋同理论,公司产权分离将会导致股东与管理层之间产生代理成本,股权集中时大股东对经理人的监督加强,使之产生利益趋同效应,这将会提高公司价值,进而降低企业财务风险。一般来说,过度分散的企业股权会使得股东缺乏去监督经理人行行为的动力,经理人为实现自身利益最大化,可能会侵害股东的利益,使股东与经理人的代理成本增加,从而对企业发展产生负面影响,即股权集中度与企业绩效正相关。因此,股权集中能够解决股东监督管理层的动力和信息问题,积极的大股东愿意并且能够对管理层进行监督,从而解决“搭便车”问题,股权代理成本得以降低。根据监督效用理论,企业定向增发一方面会提高上市公司大股东的持股比例,加强企业股权集中度,使大股东对企业拥有更多控制权;另一方面,既然针对大股东的定向增发有着更长的销售期,作为企业实际控制人的大股东就有更多对企业长期业绩的高期望,从而会投入更多的时间、精力和推动监管创新来监督公司高管的各种卸责行为,以推动企业价值提升和财务风险降低。

此外,虽然公司还可能利用永续债在财务管理中“可股可债”的政策优惠,大量发行永续债来应对去杠杆政策,但是,不论是从理论逻辑来说,还是从永续债的市场发行情况来看,在去杠杆政策的进程中,永续债的发行都不可能影响到公司的股权集中度。财政部与税务总局公告2019年第64号(《财政部税务总局关于永续债企业所得税政策问题的公告》)明确规定,企业发行的永续债,可以适用股息、红利企业所得税政策。这意味着,永续债在本质上是企业债务,但是在政策和财务管理的技术处理上,可以将其视为公司股权。同时,根据规定,永续债投资者既不对公司剩余资产拥有所有权,又不能参与公司经营管理,所以他们是无投票权的。如此看来,永续债的存在虽然会增加公司的资产,但是却不会在根本上改变公司的股权结构和大股东的公司控制权。事实上,根据同花顺 iFinD 的数据,2015 年发行永续债的公司有 29 家,2016 年发行永续债的有 47 家,2017 年有 64 家,2018 年有 83 家,2019 年有 97 家,2020 年有 120 家。然而,在这六年中连续发行的公司只有 19 家,仅占整个市场 4423 家上市公司的 0.43% 左右。

总之,为了达到去杠杆的目的,无论是“减债”,还是“增权”,去杠杆政策都会导致公司股权集中度的提高,克服中小股东在股权治理中的“搭便车”行为,从而降低公司财务风险。据此,本文提出如下假设:

H1: 去杠杆政策会显著降低公司财务风险。

(二) 企业性质、去杠杆政策与公司财务风险

一方面,国有企业不仅融资压力小,而且国有股东的控股权受到公有制的体制保护,所以去杠杆政策对公司股权集中度的影响甚微,从而对财务风险的抑制效应也很有限。国有企业大多属于垄断行业,进入壁垒较高,而且追求规模经济使得国有企业一般规模较大,再加上政府隐性担保导致国有企业比较容易获得银行贷款,所以国有企业去杠杆的动力严重不足^[17]。首先,在我国以国有银行为主、集中的金

融环境中,信贷分配主从次序存在体制性,资金将会首先流向国有企业。其次,国有企业有着政府的“背书”或者“担保”。如果它们不能按期偿还贷款,政府则为其偿还。显然,由政府担保所引起的国有企业预算软约束现象会导致去杠杆政策对国有企业与非国有企业杠杆率的影响存在差异。即使国有企业是低效的,它们也更容易获得资金,国有企业借贷是由政府隐性担保或者由银行的政策性负担所驱使的。再次,出于国有银行的“政策性”责任,比如国有银行需要全力支持、配合重大经济政策的执行,这类放贷往往是由于政策的指导而不符合银行利润最大化原则,也往往缺乏基本面的支持^[18]。最后,由于政策优势以及银行风险偏好等原因,去杠杆政策在总体上并未降低国有企业负债融资,其负债规模仍在不断扩张,公司的财务指标也并未得到有效改善。

另一方面,由于非国有企业不仅股权分散,而且受到的信贷配给压力较大,去杠杆政策使其向上动态调整的空间更大,更能显著增强非国有企业的股权集中度,从而其财务风险能够得到更加显著的控制。首先,相对于国有企业而言,非国有企业由于融资渠道有限,公开发行成本高,流程烦琐,因此在去杠杆的过程中更倾向于选择定向增发来增加股权融资,较大的股权集中度的调整致使其对财务风险的改善能力更强。很多非国有企业在高负债的状况下规模扩张,投融资规模超出预期,而投资收益低于预期,致使企业包袱越来越重,粗放式的企业发展方式使私企具有较高的杠杆率。其次,与国有企业相比,民营企业政策优势不足,更难获得资金,所以民营企业为了自身的长远利益,为了吸引长期的战略投资者,不得不通过减少自身的资产负债率来显示自身财务风险的可控,以吸引资金的注入,因此去杠杆政策对民营企业的影响更大^[19]。如此看来,既然私有企业去杠杆的任务更为艰巨,压力更大,那么在去杠杆进程中,向大股东定向增发自然就成为首选,而这将会导致私营企业的股权越来越集中,据此可以预测,其财务风险将会在去杠杆进程中得到更为显著的控制。

本文据此提出如下假设:

H2:相对于国有企业,去杠杆政策对非国有企业财务风险的降低作用更明显。

(三) 上市板块、去杠杆政策与财务风险

首先,从监管的角度来看,与创业板的公司相比,主板市场的上市公司因为其实力和市场影响备受瞩目,自然会成为去杠杆政策的重点关注对象,所以去杠杆对于这些公司财务风险的影响也会更加显著。对于主板上市公司而言,由于它们是重点的监管对象,它们必须全力以赴,全面提升公司绩效,防止财务风险等问题的发生,这样既可以使不被投资者误读,也可以不被监管部门误解;否则,它们就可能在监管规模经济效应的作用下,成为被处罚的典型。与此同时,在主板上市的企业拥有较高的资产负债率,且在主板上市企业存在更强烈的稳健性内在需求。较高的资产负债率不利于上市企业长期稳健发展,为了应对市场和监管部门的监督,此类上市企业会积极降低自身资产负债率^[20]。事实上,主板上市公司的股权集中度较高,且股权集中度处于绝对控股的企业所占比重较大,所以大股东有着长期的业绩期望,更注重企业杠杆率对财务风险的影响,会积极响应去杠杆政策,因此其政策效果更为明显。

其次,对于在创业板上市公司而言,去杠杆政策的实施效果可能会很不明显。由于该类公司大多处于企业生命周期的发展阶段,注重把握眼前的成长机会,公司更倾向于短期业绩的提升,而非负债规模的控制,因此在创业板上市的公司对去杠杆政策的反应强度有限。同时,为了成功上市去筹集更多的资金,拟在创业板上市的公司会出现构造虚假经济事项、虚增利润、美化会计报表等现象。既然在创业板上市的公司能通过盈余管理的方式操控财务信息,并借此帮公司渡过难关,成功上市,那么它们就不会大费周章的控制杠杆水平。如此一来,它们对去杠杆政策的反应就相对不敏感。与此同时,创业板公司由于本身规模较小,其去杠杆政策的实施效果不容易引起投资者和监管部门的关注,因此对政策的响应力度较小。总之,在创业板上市的公司对去杠杆政策的敏感程度不高,去杠杆政策不明显。

根据以上论述,本文提出如下假设:

H3:相较于在创业板上市的企业,在主板上市的公司受到去杠杆政策的影响更显著。

四、研究设计

(一) 样本选择

基于我国 2014—2019 年间 A 股上市公司的数据, 本文将运用双重差分模型(DID) 检验去杠杆政策对上市公司财务风险的影响。为了保证研究结果的准确性、严谨性和可比性, 本文对样本数据进行了如下处理: (1) 剔除金融类上市公司数据; (2) 剔除 ST、* ST 类上市公司数据; (3) 剔除 2016 年之后首次公开发行(IPO) 的公司数据; (4) 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。本文使用 stata16 进行实证检验, 所有数据均来自同花顺 iFinD。

(二) 模型设计和变量定义

为了克服 OLS 模型可能存在的内生性问题, 本文采用双重差分模型来评估去杠杆政策对上市公司财务风险的影响, 因为去杠杆政策有着显著的准自然实验的特征, 而基于随机试验的双重差分模型可以有效克服 OLS 估计的内生性问题, 准确测量去杠杆政策对财务风险的影响, 即样本被完全随机的分配到处理组或者对照组, 以便有效地识别出企业财务风险在政策实施前后发生的变化。

具体模型如式(1)所示:

$$z_{i,t} = \alpha + \beta_1 treat_{i,t} \times policy_{i,t} + \beta_2 treat_{i,t} + \beta_3 policy_{i,t} + \beta_4 \sum X_{i,t} + \beta_5 \sum year + \beta_6 \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 本文各变量的定义和经济意义为:

1. 被解释变量: 财务风险(Z)。根据 Altman 提出的 Z 值(Z -score)^[21], 结合我国金融市场的特点, 借鉴姜付秀的做法^[22], 本文将 Z 值作为被解释变量财务风险的代理变量, 计算公式如下:

$$Z_{it} = 1.2x_{1,it} + 1.4x_{2,it} + 3.3x_{3,it} + 0.6x_{4,it} + 0.999x_{5,it} \quad (2)$$

一般而言, Z 值越大, 公司财务风险越小; 反之, 公司财务风险越大。

2. 解释变量: 本文采用秦海林和高轶玮的做法^[23], 将核心解释变量设计为三个。

(1) 去杠杆政策($treat$), 该变量是以资产负债率为基准衍生得到的虚拟变量, 当且仅当公司的资产负债率超过 70% 时^[23], 说明该上市公司处于高杠杆环境下, 若公司受到去杠杆政策的影响, 此时可以被视为“处理组”, 则 $treat = 1$; 反之, 在公司处于其他任何情况时, 被视为“控制组”, $treat = 0$ 。

(2) 政策时间($policy$), 该变量是时间的虚拟变量, 代表去杠杆政策实施前后某个时间段的虚拟变量, 时间在 2014—2015 年的取值为 0, 而在 2016—2019 年则取值为 1。

(3) 去杠杆政策 × 政策时间($treat \times policy$), 该变量为虚拟变量, 是变量 $treat$ 和变量 $policy$ 的交互项, 用于衡量处理组的政策效应。

3. 控制变量(X)。借鉴前人的研究^[18-20, 22-23], 本文选择下列变量作为研究财务风险的控制变量, 包括权益乘数($qycs$)、现金比率($xjbl$)、总负债同比增长率($zftb$)、每股收益(eps)、主营业务比率($zyyw$)、机构持股比例合计($jgcg$)、平均收益率($pjsy$)、现金股利保障倍数($xjgl$)、现金流量利息保障倍数($xjll$)、员工总数($ygzs1$)、前三名高管报酬总额($top3ec1$)、资产总计($size_$)。另外, $year$ 和 $industry$ 表示年份与行业固定效应, 用来保障公司财务风险不受到特定年份和行业的宏观经济因素和政策因素变动的影响。

主要变量定义如表 1 所示。

(三) 主要变量的描述性统计

为对数据有更直观的了解, 本文进行了简单的数据描述性统计, 结果如表 2 所示。从表 2 中可知, 上市公司财务风险变量(Z) 的标准差为 8.727, 最小值与最大值分别为 0.025 与 56.31, 说明上市公司之间的财务风险存在较大差异。在控制变量方面, 样本企业也存在着较大差异, 说明公司财务风险可能会受到这些差异的影响。

(四) 平行趋势检验

在利用双重差分模型检验去杠杆政策是否会降低上市公司的财务风险之前,需要满足使用双重差分模型的前提条件,即要求实证研究的控制组和处理组在政策前后具有可比性。平行趋势检验方法要求必须至少进行政策前后各两年的时间检验,为此,设定平行趋势模型如下:

$$z_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Before2_{i,t} + \lambda_2 Before1_{i,t} + \lambda_3 Current_{i,t} + \lambda_4 After1_{i,t} + \lambda_5 After2_{i,t} + \lambda_6 After3_{i,t} + \lambda_7 \sum_{n=1}^{12} X_{i,t} + \lambda_8 \sum year + \lambda_9 industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)中: Z 为上市公司的财务风险, $Before1$ 和 $Before2$ 都是虚拟变量,表示受到去杠杆政策影响前的第1年和第2年的数据;如果样本是受到政策影响的当年,则 $Current$ (当期)取值为

1,反之则取0;当样本是受到政策影响后的第1年、第2年、第3年的数据时,则 $After1$ 、 $After2$ 和 $After3$ 分别取1,否则为0。 X 为控制变量,分别为权益乘数、现金比率、总负债同比增长率、每股收益、主营业务比率、机构持股比例合计、平均收益率、现金股利保障倍数、现金流量利息保障倍数、员工总数、前三名高管报酬总额、资产总计。平行趋势检验结果如表3所示。

根据表3结果显示, $Current$ (当期)由于存在政策滞后性不存在显著性,而 $After1$ 、 $After2$ 、 $After3$ 的系数均在1%的统计水平上显著。这说明去杠杆政策的实施对处理组和控制组的财务风险产生明显影响,即在政策实施前企业的财务风险并不存在显著差异,但是在政策实施后却出现了明显差异。这意味着,平行趋势假设基本得到满足,本文的处理组和控制组在政策前后具有较强的可比性,基本满足双重差分模型检验的前提条件。

表1 变量定义

变量名称	变量含义	变量说明
z	Z值	反映企业财务风险水平
$treat \times policy$	去杠杆×政策时间	虚拟变量,用于度量处理组的政策效应
$treat$	去杠杆	虚拟变量,样本为处理组时,取值为1,样本为控制组时,取值为0
$policy$	政策时间	虚拟变量,2014—2016年取值为0,2016—2019年取值为1
$qycs$	权益乘数	资产总额/股东权益
$xjbl$	现金比率	(货币资金+有价证券)/流动负债
$zftb$	总负债同比增长率	反映总负债的变化情况
eps	每股收益	税后利润/股本总数
$zyyw$	主营业务比率	经常性主营业务利润所占的比率
$jgcg$	机构持股比例合计	反映机构持股情况
$pjsy$	平均收益率	收益额/投资额
$xjgl$	现金股利保障倍数	净现金流量/现金股利支付额
$xjll$	现金流量利息保障倍数	经营现金净流量为利息费用的倍数
$ygsz1$	员工总数的对数	反映员工的规模
$top3ec1$	前三名高管报酬总额	反映高管的收益情况
$size_$	资产总计的对数	反应上市公司规模
$year$	年份	年度虚拟变量,样本区间2014—2019年
$industry$	行业	行业虚拟变量

注:权益乘数、现金比率、总负债同比增长率、每股收益、主营业务比率、机构持股比例合计、平均收益率均为将百分比。

表2 主要变量的描述性统计(局部)

变量	平均值	中值	标准差	最大值	最小值
Z值	6.068	2.949	8.727	56.31	0.025
权益乘数	2.040	1.687	1.140	8.067	1.067
资产总计	21.73	21.622	1.470	26.00	18.69

表3 平行趋势检验

时间	$Before2$	$Before1$	$Current$	$After1$	$After2$	$After3$
财务风险	0.338 (0.300)	-0.910 *** (0.313)	-0.229 (0.315)	1.145 *** (0.326)	2.896 *** (0.312)	2.558 *** (0.294)
Observations	14577	14577	14577	14577	14577	14577

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,下同。

五、实证检验

(一) 去杠杆政策对上市公司财务风险的影响

为了检验上述假说H1是否成立,本文将采用逐步添加控制变量的方式进行双重差分检验。同时,为了保证估计结果的准确性,本文对回归采用稳健标准误进行检验。检验结果如表4所示。

表4报告了去杠杆政策对上市公司财务风险的主效应估计结果。第(1)列的结果显示,去杠杆政策在1%的显著性水平下降低了上市公司财务风险2.0300个百分点。在第(2)、第(3)列中逐步添加控制变量后,交互项(*treat* × *policy*)的系数出现变化,但变化不大,符号始终为正,显著性依旧保持在1%的水平上。以第(3)列为例,去杠杆政策在1%显著性水平上降低了上市公司财务风险1.8201个百分点。由此可见,去杠杆对上市公司财务风险产生的效应在统计性质上既显著又稳定。本文假设H1得到支持。

此外,通过对比去杠杆政策前后公司财务风险的变化情况,表5中双重差分检验的净效应更加直观地证实了研究假设H1。首先,在去杠杆政策实施之前,控制组的*Z*值均值为40.599,处理组的*Z*值均值是42.424,二者差分为1.825,且在1%的水平下显著;其次,在去杠杆政策实施之后,控制组的*Z*值均值是40.277,处理组的*Z*值均值是43.972,二者之间的差分为3.745,且在1%的水平下显著。最后,双重差分的结果为1.920,且在1%的水平下显著。这一结果说明去杠杆政策的实施的确能够有效提高上市公司*Z*值,降低财务风险。

以上实证结果说明去杠杆政策的实施效果的确是客观存在的,即上市公司会通过向大股东定向增发的方式增加股权融资的比重,降低企业的资产负债率,通过提高股权集中度,进而提升企业绩效和资金管理的运营效率,降低上市公司的财务风险。

(二) 企业性质差异下去杠杆政策对上市公司财务风险的影响

为了进一步探究去杠杆政策对上市公司财务风险的影响,本文进行了异质性检验。

首先在不同的企业性质前提下进行探讨:为了在上市企业部门去杠杆过程中所产生的影响进行更细致地研究,按照余森杰的做法^[24],将样本数据根据企业的登记注册类型划分为国有企业和非国有企业。同时,本文引入邹检验(Chow test)对两组样本交互项的回归系数进行组间差异性检验,具体的估计结果如表6中方程(1)—(4)所示^①,相比之下,对于非国有企业而言,去杠杆化与政策时间的交互项对企业财务风险存在显著性影响。具体来说,国有企业处理变量与政策时间的交互项回归系数的值为1.117,在非国有企业的样本进行回归时,处理变量与政策时间的交互项的系数为2.883,且均在1%的显著性水平下成立,同时,邹检验对应的*P*值为0.000,在1%的显著性水平上拒绝了交互项的系数在两组之间不存在差异的原假设。由此可知,相比于国有企业,去杠杆政策对非国有企业降低财务风险的作用更加显著,即支持了假设H2。

天然的政治关联与隐性的政府担保,使得国有企业面临的经济政策不确定性减弱,滋生出去杠

表4 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
<i>treat</i> × <i>policy</i>	2.0300 *** (8.19)	2.0194 *** (9.17)	1.8201 *** (8.53)
<i>treat</i>	0.5929 ** (1.98)	-0.1541 (-0.58)	-0.1096 (-0.42)
<i>policy</i>	-1.6590 *** (-11.90)	-1.8309 *** (-14.61)	-0.8109 *** (-5.81)
<i>qycs</i>	-1.8872 *** (-23.52)	-1.2203 *** (-16.68)	-0.8288 *** (-11.46)
<i>top3ec1</i>	-0.0034 (-0.08)	0.0209 (0.58)	0.1563 *** (4.40)
<i>pjcy</i>	0.0256 *** (26.43)	0.0247 *** (28.66)	0.0241 *** (28.59)
<i>xjll1</i>	0.0608 *** (8.45)	0.0384 *** (5.93)	0.0377 *** (6.02)
<i>eps</i>	0.9490 *** (8.26)	0.7658 *** (7.46)	1.3485 *** (13.29)
<i>xjgl</i>		0.0030 (1.57)	0.0031 * (1.71)
<i>xjbl</i>		0.0287 *** (47.30)	0.0272 *** (45.73)
<i>zyyw</i>		0.0008 (0.92)	0.0008 (1.04)
<i>jgcg</i>			0.0117 *** (3.72)
<i>ygsz1</i>			0.1125 (0.90)
<i>zftb</i>			-0.0081 *** (-15.61)
<i>size_</i>			-2.2804 *** (-16.54)
<i>year</i>	控制	控制	控制
<i>industry</i>	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	8.6714 *** (41.23)	5.2644 *** (25.22)	53.2456 *** (20.82)
Observations	14672	14593	14577
R-squared	0.264	0.388	0.429
F	344.3	485.0	452.1

注:括号内为*t*统计量;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性。下同。

①限于篇幅,仅汇报了局部的估计结果,但完整的估计结果留存备案。下同。

杆的动力不足。相对于国有企业来说,非国有企业在经济政策不确定性的影响下,企业经营环境容易发生变化,预期的投资收益容易受到影响,政策对公司财务风险的影响较大,所以为了盈利和长久发展,企业会主动降低自身的杠杆率。如此一来,相较于国有企业,非国有企业去杠杆的政策效果会更好。

综合以上的检验可知,去杠杆政策对非国有企业财务风险的影响更显著,本文的假设 H2 得到支持。

表 5 双重差分检验结果

变量	控制组		处理组		差分		双重差分
	政策前(1)	政策后(2)	政策前(3)	政策后(4)	(5) = (3) - (1)	(6) = (4) - (2)	(7) = (6) - (5)
Z 值	40.599	40.277	42.424	43.972	1.825 *** (9.62)	3.745 *** (22.61)	1.920 *** (9.76)

(三) 上市板块差异下去杠杆政策对上市公司财务风险的影响

基于以上企业性质异质性分析,本文将进一步考察在上市板块差异下去杠杆政策对公司财务风险的影响。具体结果如表 6 中方程(5)一(8)所示。根据表 6 的估计结果,在主板上市情况下进行样本回归时,去杠杆与政策时间的交互项系数为 1.418,且在 1%的水平下显著;在创业板上市的情况下进行回归时,去杠杆与政策时间的交互项的系数为 0.269,不存在显著性。同时,邹检验对应的 P 值为 0.000,在 1%的显著性水平上拒绝了交互项系数在两组之间不存在差异的原假设。由此可以说明,相比于在创业板上市的企业,去杠杆政策能够显著降低在主板上市的企业财务风险,假设 H3 得到支持。

表 6 异质性检验结果

变量	国有企业		非国有企业		主板		创业板	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat</i> × <i>policy</i>	1.249 *** (5.95)	1.117 *** (5.89)	3.212 *** (6.82)	2.883 *** (6.94)	1.567 *** (6.67)	1.418 *** (6.65)	-0.050 (-0.02)	0.269 (0.11)
常数项	5.541 *** (25.42)	35.185 *** (11.67)	11.228 *** (35.15)	62.287 *** (16.98)	9.136 *** (45.05)	59.640 *** (22.39)	18.279 *** (27.29)	99.380 *** (13.32)
控制变量	部分控制	控制	部分控制	控制	部分控制	控制	部分控制	控制
Observations	5802	5798	8792	8779	11940	11929	2654	2648
R ²	0.211	0.362	0.313	0.469	0.159	0.309	0.311	0.490
F	97.19	140.6	236.1	312.8	199.2	282.4	99.40	126.1
Chow Test		36.36					30.88	
Chow Test P		(0.000)					(0.000)	

六、稳健性检验

(一) 改变分组标准的稳健性检验

为检验结果的稳健性,根据“五控三增”中的标准对本文进行重新分组。具体来说,中央提出“五控三增”的具体措施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,三大类标准具体为:工业企业为 70%,非工业企业为 75%,科研设计企业为 65%。由此,本文将按照科研设计企业 65%的标准进行稳健性检验,将资产负债率大于 65%的企业归为处理组,资产负债率小于 65%的企业归为控制组。估计结果显示^①,在依次加入控制变量后,去杠杆政策在 1%的统计水平上显著降低了上市公

①注:篇幅所限,表格从略,留存备案。下同。

司的财务风险水平,这证实了主回归分析的分组标准是稳健的。

同时,将资产负债率75%作为控制组与处理组划分标准的估计结果显示,在依次加入控制变量后,去杠杆政策在1%的统计水平上仍然显著降低了上市公司的财务风险水平。这再次证实了主回归分析的分组标准是稳健的。

综上所述,在主回归中本文采用相关文献的做法,将“五控三增”政策中最低的资产负债率70%作为分组依据,结果显示,去杠杆政策在1%的统计水平上显著降低了企业财务风险,但是,通过改变分组标准的估计结果不难发现,即便将其他两个杠杆率65%与75%作为分组标准,实证结果仍显示去杠杆政策显著降低了企业的财务风险。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。

(二) 基于“五控三增”的企业分类检验

首先,根据“五控三增”的规定,以资产负债率65%为分组标准,对科研设计企业进行双重差分模型分析。为此,本文进一步对科研设计企业进行检验,在数据处理中,将“科学研究和技术服务业”这一行业归为科研设计企业,同时将资产负债率大于65%的科研设计企业归为处理组,资产负债率小于65%的科研设计企业归为控制组。估计结果显示,在依次加入控制变量后,去杠杆政策在10%的统计水平上显著降低了上市公司的财务风险水平。这再次证实了主回归分析的分组标准是稳健的。

其次,“五控三增”中的对工业企业设定的标准为70%,据此对国有企业样本进行双重差分模型分析。因此,本文将资产负债率大于70%的工业企业归为处理组,资产负债率小于70%的工业企业归为控制组,同时,在数据处理中,将“制造业”“电力、热力、燃气及水生产和供应业”“采矿业”这三种行业归为工业企业。估计结果显示,在依次加入控制变量后,去杠杆政策在1%的统计水平上显著降低了上市公司的财务风险水平。这再次证实了主回归分析的分组标准是稳健的。

再次,根据“五控三增”的规定,以资产负债率75%为分组标准,对非工业企业做双重差分模型分析。具体来说,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。估计结果显示,在依次加入控制变量后,去杠杆政策在1%的统计水平上显著降低了上市公司的财务风险水平。这再次证实了主回归分析的分组标准是稳健的。

最后,将以上三种情形的处理组和控制组企业分别综合为一个大的处理组和控制组,重新进行双重差分模型分析。估计结果显示,在依次加入控制变量后,在1%的统计水平上去杠杆政策仍旧显著降低了上市公司的财务风险水平。这再次证实了主回归分析的分组标准是稳健的。

七、中介效应检验

本文的理论分析表明,去杠杆政策的实施会通过改变企业股权集中度的方式对财务风险产生影响。在去杠杆政策实施后,债券融资减少,股权融资方式增加,定向增发作为主要的股权融资手段,直接向大股东融资从而增加了股权集中度,股权集中度的增加有利于大股东发挥其价值,加强对高管的监督,从而提升企业绩效,降低公司财务风险。由此,本文将使用前十大股东持股比例作为企业股权集中度的代理变量,然后运用中介效应模型,进一步验证股权集中度在去杠杆政策影响上市公司财务风险中所发挥的中介作用。中介效应模型由前文的模型(1)和如下的模型(4)与模型(5)构成:

$$sr_{i,t} = \alpha + \gamma_1 policy_{i,t} + \gamma_2 treated_{i,t} + \gamma_3 policy_{i,t} \times treated_{i,t} + \lambda \sum_{i=1}^{12} X_{i,t} + \gamma \sum year + \mu \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$z_{i,t} = \alpha + \alpha_1 policy_{i,t} + \alpha_2 treated_{i,t} + \alpha_3 policy_{i,t} \times treated_{i,t} + \alpha_4 sr_{i,t} + \lambda \sum_{i=1}^{12} X_{i,t} + \gamma \sum year + \mu \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

表7中介效应检验中,列(1)对应的是模型(4)的估计结果,列(2)对应的是模型(5)的估计结果,列3对应的是模型(6)的估计结果。首先,根据列(1)的估计结果,处理变量与政策时间交互项的回归系数为1.9599,说明去杠杆政策对Z值存在显著的正向影响,对公司财务风险存在显著的负向影响,显著性水平高达1%。其次,根据列(2)的估计结果,去杠杆与政策时间交互项的回归系数为2.4059,这说明在1%的显著性水平上,股权集中度会随着去杠杆政策的深入推进而不断提高。最后,根据列(3)的估计结果,在1%的显著性水平上,去杠杆与政策时间交互项的系数为1.5197,模型中股权集中度的回归系数为0.1103,这说明去杠杆政策对Z值存在显著的正向影响,且股权集中度(*sr*)作为中介变量,发挥了部分中介效应的作用。

表7 中介效应检验结果

变量	(1) Z	(2) <i>sr</i>	(3) Z
<i>sr</i>			0.1103*** (16.98)
<i>treat</i> × <i>policy</i>	1.9599*** (8.49)	2.4059*** (7.43)	1.5197*** (6.78)
控制变量	部分控制	部分控制	控制
常数项	16.9801*** (20.12)	41.6007*** (35.14)	69.9775*** (27.52)
Observations	14577	14577	14577
R ²	0.328	0.153	0.370
F	398.4	148.2	420.3

八、结论性评述

本文以去杠杆政策为研究背景,基于我国A股2014—2019年数据,运用双重差分检验模型,对上市非金融类企业进行实证研究,分析去杠杆政策对企业财务风险的影响,证实了本文的研究假说,即去杠杆政策会降低公司财务风险。具体说来,在去杠杆政策的执行过程中,无论是“减债”,还是“增权”,都会毫无例外地加剧公司的股权集中度,这会克服中小股东在股权治理中的“搭便车”行为,激励大股东对管理层进行有效监督,有效控制第一类代理成本,进而提高企业运营效率,达到降低财务风险的目的。同时,去杠杆政策对财务风险具有显著的异质性特征,即与国有企业相比,去杠杆政策对非国企财务风险的降低效果更为显著;与在创业板上市的企业相比,去杠杆政策降低上市公司财务风险的效应在主板市场更为显著。此外,在去杠杆政策降低企业财务风险的过程中,股权集中度的确发挥了部分中介作用,即在去杠杆的进程中一股独大也并非一无是处。

为了让去杠杆政策能够更加有效地提高企业绩效和降低财务风险,本文提出以下几点建议:第一,对于所有上市企业来说,不仅应该在去杠杆的进程中适度包容公司的股权集中,克服股权治理的“搭便车”问题,而且还应当深入推进去杠杆政策,加大直接融资力度,通过各种方式注重短期内财务风险的防范和长远财务目标的建立。第二,各级政府和监管部门应该正视政府对国企的隐性担保,谨防国企的或有财务风险,尤其是国有企业应该自家有病自家知,自觉警惕或有的财务风险,利用国企混改的政策利好,深入推进去杠杆政策,解决经营效率低下和债务资金管理不力的问题。第三,规范创业板的监督管理,引导去杠杆政策助推公司控制财务风险。在去杠杆的进程中,财务管理人员要依规合法,坚决执行新会计法、证券法和公司法等法律法规,明确资金的来源和用途,通过调整资本结构和及时防范投资风险,降低公司财务问题的发生。

2015年以来,去杠杆政策虽然在执行中反反复复,但是总体上经历了强制性去杠杆政策到结构性去杠杆政策的发展演变。显然,这种执行中的政策调整必然会改变企业的微观决策,从而影响到公司财务风险。因此,在后续研究中不仅有必要讨论这种政策调整改变企业微观决策的作用机制,而且还应该在实证设计中考虑政策变化的影响。

参考文献:

- [1] Frank M Z, Goyal V. Capital structure decisions: Which factors are reliably important? [J]. *Financial Management*, 2009, 38(1): 1-37.
 [2] 王子一. 资本结构、高管股权激励与公司业绩研究[D]. 北京: 首都经济贸易大学, 2019.

- [3]郭蕾. 浅析财务杠杆原理及其作用[J]. 环渤海经济瞭望, 2019(10):157.
- [4]汪娟,周达勇. 非金融企业“去杠杆”与风险承担[J]. 财会通讯, 2020(4):73-76.
- [5]孙思栋,谈申申. 去杠杆、政策调控和企业最优资本结构——理论与思考[J]. 现代管理科学, 2019(6):97-100.
- [6]杨玉龙,王曼前,许宇鹏. 去杠杆、银企关系与企业债务结构[J]. 财经研究, 2020(9):138-152.
- [7]陆正飞,何捷,窦欢. 谁更过度负债:国有还是非国有企业? [J]. 经济研究, 2015(12):54-67.
- [8]于博,夏青华. 去杠杆对国有企业融资约束的异质性冲击研究[J]. 江西社会科学, 2019(4):38-52.
- [9]马惠娟,耀友福. “去杠杆”政策压力下企业偿还债务还是隐藏债务? [J]. 经济评论, 2021(4):145-162.
- [10]余传清. 我国上市公司定向增发新股与经营业绩的关系研究[D]. 成都:西南财经大学, 2013.
- [11]许慧,刘敏. 供给侧结构性改革会影响定向增发中的锚定效应吗[J]. 财会月刊, 2020(17):19-25.
- [12]支晓强,邓路. 投资者异质信念影响定向增发折扣率吗[J]. 财贸经济, 2014(2):56-65.
- [13]冯素玲,赵书,吴昊悦. 金融科技对企业财务风险的影响及其内在机理——兼论金融监管的门槛效应[J]. 改革, 2021(10):84-100.
- [14]Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4):305-360.
- [15]王新红,曹帆. 控股股东股权质押是否增加企业的财务风险? ——来自民营企业的经验证据[J]. 南京审计大学学报, 2021(3):42-50.
- [16]徐波. 企业财务风险控制问题探析[J]. 财经界, 2021(20):98-99.
- [17]马草原,朱玉飞. 去杠杆、最优资本结构与实体企业生产率[J]. 财贸经济, 2020(7):99-113.
- [18]钟宁桦,刘志阔,何嘉鑫,等. 我国企业债务的结构性问题[J]. 经济研究, 2016(7):102-117.
- [19]汪勇,马新彬,周俊仰. 货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角[J]. 金融研究, 2018(5):47-65.
- [20]陈策,吕长江. 上市板块差异对会计稳健性的影响——来自A股主板和中小板民营企业的实证检验[J]. 会计研究, 2011(9):32-39.
- [21]Altman E I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy [J]. Journal of Finance, 1968, 23(4):589-609.
- [22]姜付秀,张敏,陆正飞,等. 管理者过度自信,企业扩张与财务困境[J]. 经济研究, 2009(1):131-143.
- [23]秦海林,高轶玮. 去杠杆政策会影响投资者信心吗? [J]. 经济评论, 2020(1):17-35.
- [24]余森杰,李晋. 进口类型、行业差异化程度与企业生产率提升[J]. 经济研究, 2015(8):85-97.

[责任编辑:黄 燕]

Does Deleveraging Policies Reduce Corporate Financial Risk? ——Analytical Perspective Based on the Degree of Ownership Concentration

QIN Hailin, SUN Jiang'ao

(School of Economics and Management, Tiangong University, Tianjin 300387, China)

Abstract: Whether it is “reducing debt” or “increasing equity”, deleveraging policy would boost ownership concentration, which will help overcome the actual controller’s free-riding behavior and restrain the management’s shirking behavior. Therefore, deleveraging policy might reduce the financial risk of enterprises. Based on the relevant data of all A-share listed companies in China from 2014 to 2019, the DID model was used to test the impact of deleveraging policy on the financial risk of companies. The results indicates that deleveraging policy can significantly reduce the financial risks of companies, especially for non-state-owned enterprises and listed companies on the main board. The mediating effect test shows that ownership concentration plays a part of mediating role in the policy effect. Therefore, it is suggested that enterprises should moderately centralize the ownership of the company in the process of deleveraging so that the financial risk can be reduced.

Key Words: deleveraging policies; financial risk; agency costs; degree of ownership concentration; corporate governance structure; policy effect