

杠杆率、短债长用与企业表现^{*}

刘晓光 刘元春

内容提要: 高杠杆和短债长用是企业面临的两大核心债务问题, 本文将其纳入统一的分析框架, 基于 2000—2015 年中国上市公司面板数据, 分析其对企业绩效和债务风险的影响, 并首次考察了两者的交互效应。研究表明: 第一, 杠杆率降低了企业总资产回报率并提高了债务风险, 但有利于提高净资产回报率, 构成企业杠杆融资的微观基础; 短债长用既不利于企业绩效又提高债务风险, 且加剧了债务风险的隐蔽性和突发性, 反映了企业融资期限约束下的被动选择。第二, 短债长用与杠杆率存在显著的交互效应, 弱化了杠杆率的积极作用, 强化了杠杆率的消极影响, 恶化了企业的风险融资特征和破产风险。第三, 杠杆率与短债长用通过增加企业财务成本和降低研发投入两方面恶化企业绩效。第四, 上述影响存在一定的企业异质性和长短期差异。本文为杠杆率研究提供了新的分析视角和经验证据, 为深化金融供给侧结构性改革提供了学理支持。

关键词: 杠杆率 短债长用 交互效应 企业绩效 债务风险

一、引言

党的十九大报告中指出, 从现在到 2020 年是全面建成小康社会的决胜期, 要坚决打好防范化解重大风险等三大攻坚战, 重点防控金融风险。事实上, 自 2008 年国际金融危机爆发以来, 金融稳定对一国经济稳定的重要性受到越来越多的重视。在“债务—投资”驱动的增长模式下, 中国非金融企业债务规模不断攀升, 债务风险有所上扬。利用中国上市公司财务数据分析发现, 上市公司中利息保障倍数持续小于 1 的风险融资者占比已经达到 15% 左右。由此可见, 中国“债务—投资”的微观运行机制面临较严重的问题, 实体经济正逐步步入“借新还旧”→“借新还息”→“资产负债表恶化”的困境。正因如此, 中央决策层高度重视企业的债务风险问题, 出台了一系列去杠杆举措。研究中国企业债务的形成与作用机制不仅是重要理论问题, 更是重大现实问题。

现有研究多从宏观杠杆率的角度分析中国债务风险, 流行以债务与 GDP 比率作为债务风险水平的衡量指标, 然而宏观杠杆率没有考虑与债务相对应的资产情况, 与微观杠杆率之间存在周期性背离(刘晓光和刘元春 2018; 纪敏等 2017)。为更好地理解中国债务问题, 需要深入到微观企业层面, 以企业资产负债率反映杠杆率水平, 考察杠杆率的影响和作用机制。通过文献梳理发现, 现有从微观层面探讨杠杆率的影响的研究主要集中于分析金融机构特别是银行部门的杠杆率(例如, 范小云等 2011; 刘信群和刘江涛 2013)。在非金融企业层面的少量研究中, 张兆国等(2007) 在分析资本结构对公司业绩影响时, 较早考察了杠杆率对公司业绩的影响, 发现两者之间呈现负相关关系, 但该文并未对时下关心的债务风险问题进行探讨; 钟宁桦等(2016) 基于 1998—2013 年中国规模以上工业企业数据, 系统梳理了工业企业杠杆率的变化情况和债务的结构性问题, 为进一步

^{*} 刘晓光, 中国人民大学国家发展与战略研究院, 邮政编码 100872, 电子信箱: lxxg2015@ruc.edu.cn; 刘元春, 中国人民大学经济学院, 邮政编码 100872, 电子信箱: rmulyc@vip.sina.com。本文为中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)(19XN1008) “杠杆率的形成与作用机制及其治理方案研究”的阶段性成果。作者感谢刘嘉桐(芝加哥大学哈瑞斯公共政策学院) 出色的助研工作; 感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 文责自负。

分析杠杆率对企业绩效和债务风险的影响提供了事实基础。

研究中国企业债务问题,一个不容忽视的因素是中国企业普遍存在的“短债长用”现象,即债务与资产的期限结构错配问题。中国企业债务以短期债务为主,长期债务比例明显低于长期资产比例,甚至有相当大比例的企业始终没有长期贷款,需要不断滚动短期债务以支持长期投资,这很可能会加剧企业经营困难和引发流动性风险,进而对企业绩效和债务风险产生不利影响(胡援成和刘明艳 2011; 钟凯等 2016; 钟宁桦等 2016)。图1显示,中国企业短期债务比例持续大幅高于短期资产比例,相应地,长期债务比例持续显著低于长期资产比例,反映了中国企业存在严重的短债长用现象。从国际比较来看, Fan et al. (2012) 考察了39个国家上市公司的债务期限结构,发现中国上市公司长期债务比例在所有样本国家中最低。因此,分析杠杆率的影响及制定去杠杆政策,必须充分考虑中国企业的短债长用问题。

进一步地,短债长用很可能会通过影响杠杆率与企业绩效及债务风险的关系而与杠杆率之间产生交互效应。在给定企业杠杆率水平的情况下,企业短债长用的程度越高,就越容易面临项目投资回收期的考验,从而越容易出现资金周转上的困难,不得不以更加高昂的利息成本“借新还旧”,而新增的债务融资更多是用以满足企业财务运转需要而非实际业务投资和研发创新,有可能步入“借新还旧”→“借新还息”→“资产负债表恶化”的困境,从而恶化企业绩效和债务风险。从更一般性的理论视角出发,杠杆率对企业绩效和债务风险的影响很可能是非线性的,受到企业短债长用的程度的影响,这就需要有一个更加综合性的分析框架来深化对企业债务问题的认识。

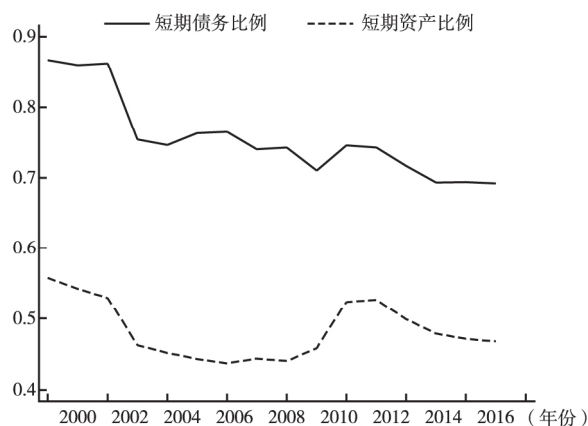


图1 中国上市公司债务与资产的期限错配情况(2000—2015年)

数据来源: 国泰安数据库, 经作者整理。

通过上述分析可见,现有关于杠杆率问题研究取得了丰硕成果,但也存在进一步深化的空间。一方面,现有研究或集中于宏观层面分析而难以探究微观机制,或集中于企业绩效单方面分析而无法综合考察企业绩效和债务风险两方面影响,因而对于企业选择杠杆融资的动因和时下所关心的债务风险分析不足,也不利于去杠杆政策的合理实施;另一方面,更为重要的是,现有研究主要集中于杠杆率本身,而没有考虑中国企业普遍存在的短债长用现象及其与杠杆率的交互影响,这可能会使相关结论出现偏差,甚至导致去杠杆政策效果“南辕北辙”。有鉴于此,本文利用2000—2015年中国上市公司面板数据,在统一的分析框架下,系统考察杠杆率与短债长用对企业绩效和债务风险的影响,并首次实证分析了两者的交互效应。

相比已有文献,本文的学术贡献主要体现在三方面:第一,将杠杆率与短债长用纳入了统一的分析框架,并从企业绩效和债务风险两方面影响进行系统分析。特别地,与单方面考察杠杆率或短债长用的分析视角不同,本文将企业债务问题分解为杠杆率与短债长用两个维度,以杠杆率衡量企

业债务水平与资产水平的匹配情况,以短债长用衡量企业债务期限结构与资产期限结构的匹配情况,从而构建了一套基于企业债务问题分析坐标系的新框架。第二,首次考察并发现了杠杆率与短债长用的交互效应,集中表现为杠杆率对企业绩效和债务风险的影响受到短债长用的程度的影响:在存在短债长用的情况下,杠杆率对企业绩效的积极效应减弱而消极效应增强,对企业债务风险的不利影响加大,提高了企业出现风险融资体征的概率和破产风险。第三,由本文研究发现所得到的理论突破,对当前去杠杆思路调整提供了新的政策启示,特别是为 2019 年提出的金融供给侧结构性改革提供了学理支持。由于交互效应的存在,如果在去杠杆过程中的政策实施方式不当导致企业短债长用的提高,则不仅会大大削弱去杠杆成效,甚至可能会适得其反,结果不仅没有化解债务风险,反而可能会制造流动性危机;而反过来,解决企业的短债长用问题,实际上可以达到与去杠杆相同的效果。因此,防范和化解债务风险,不单是要降低企业杠杆率,更需要通过优化债务期限结构来解决企业短债长用的问题。

二、理论假说

关于杠杆率对于企业表现的影响,现有研究尚未达成一致的结论。本文认为,需要综合考察杠杆率对于企业绩效和债务风险两方面的影响,包括对不同绩效指标间的影响差异,更重要的是,需要将杠杆率和短债长用纳入统一的分析框架,考虑到短债长用的作用及与杠杆率的交互效应。

首先,高杠杆可能会通过提高企业利益相关者的风险补偿溢价以及抑制企业的创新投资激励等渠道而恶化企业的总体绩效,降低企业的总资产回报率(ROA)。一方面,由于高杠杆提高了企业的债务违约风险,银行可能会要求企业支付更高的利息成本,进而对企业绩效产生负面影响,且由于企业的破产风险上升,需要弥补性地支付更高的人力成本,从而也弱化了企业绩效(Berk et al., 2010)。另一方面,为了满足银行贷款对于抵押品的要求,可能会鼓励企业增加可抵押的固定资产投资而减少知识导向的研发投资,这将限制企业的创新能力,进而对企业绩效产生负面影响(Morek & Nakamura, 1999)。从企业自身的角度看,高杠杆加剧了企业未来的融资约束,从而也会内在抑制企业研发投入,不利于企业创新和绩效提升。Aghion et al. (2010) 通过理论分析表明,包括研发在内的长期投资因为完工时间较长而面临较大的流动性风险,当企业面临融资约束时,将会减少长期投资,导致更低的生产率。Guariglia & Liu (2014) 等实证研究表明,融资约束会显著抑制企业的研发投入,对企业研发创新产生不利影响。因此,高杠杆可能通过提高企业财务费用和降低企业研发创新两方面对企业 ROA 产生负面影响。

尽管在反映企业绩效方面,总资产回报率和净资产回报率通常具有一致性,但在企业杠杆经营的情况下,两者可能出现不一致的情况,使得杠杆率有可能对净资产回报率(ROE)产生正向影响。首先,出于股东利益最大化的考虑,企业可能会通过杠杆经营,以降低总资产回报率为代价来提升企业的净资产回报率。其次,由于负债融资的企业需要定期向债权人支付利息,减少了管理层可自由支配的现金流,杠杆融资可能通过降低股东与管理层之间的代理成本,进一步强化对于企业净资产回报率的积极影响(Jensen, 1986; Rajan & Zingales, 1998; Beck & Levine, 2004; Ang, 2008)。债权人在获取企业信息时具有比较成本优势,债务契约在一定程度上约束了企业管理者的行为,进而更为有效地监督管理层(Diamond, 1984; Harris & Raviv, 1990),甚至当公司面临债务违约时,在公司中有大量投资的债权人也可能起到一定的积极治理作用(Shleifer & Vishny, 1997)。因此,尽管杠杆率可能会对企业的 ROA 产生不利影响,却有可能对企业的 ROE 产生正向影响。在股东利益最大化的投融资动机下,企业仍然会选择杠杆经营。

除了影响企业的绩效,高杠杆还可能会显著提高企业的债务风险。当企业积累了过高的债务时,即使温和的外部冲击也可能导致企业债务约束的收紧,不仅会影响企业的生产经营和研发活

动,甚至可能致使其不得不廉价出售资产以应对债务清算(Fisher, 1933; Minsky, 1986; 刘哲希等, 2016)。这一过程使得整体经济的货币流通速度降低,并触发价格水平的下降,从而导致企业资产净值的缩水与真实债务水平的攀升。企业为应对高企的债务压力不得不减少生产与投资支出,进一步恶化企业绩效,并加剧价格水平的下跌幅度,进而形成高债务与通缩的恶性循环。

研究中国企业的债务问题,不能忽视企业普遍存在的“短债长用”现象,即以短期债务支持长期投资所产生的债务期限结构错配问题。根据债务期限结构理论,债务与资产期限相匹配有利于解决企业投资不足问题并降低债务代理成本和流动性风险(Myers, 1977; Diamond, 1991; Guedes & Opler, 1996; Demarzo & Fishman, 2007)。但是,中国企业的债务与资产期限错配现象严重,企业负债以短期债务为主,长期债务比例明显低于长期资产比例,对长期投资的支持力度有限,甚至有相当一部分企业始终没有长期贷款,需要不断滚动短期债务以支持长期投资(胡援成和刘明艳, 2011; 钟凯等, 2016; 钟宁桦等, 2016)。基于信息不对称视角,银行作为信贷供给方为加强自身风险控制,倾向于对企业发放短期贷款(Custodio et al. 2013)。这在中国金融抑制程度较高的制度环境下得到了突出的表现,银行为控制自身风险和应对信贷考核压力,更多地对企业提供短期信贷,导致企业的短债长用主要表现为应对金融抑制的替代性机制,而非结合自身特征的自主决策结果(钟凯等, 2016)。短债长用产生的投融资期限错配虽然暂时满足了企业的融资需求,但可能会通过加剧经营风险、引发非效率投资、提高财务成本、减少研发投入等途径对公司业绩产生负面效应(钟凯等, 2016; 马红等, 2018)。以短期负债为主导的债务期限结构还更容易引发流动性风险,加大企业经营困难,甚至导致企业资金链断裂而破产(Diamond, 1991; Acharya et al. 2011; Gopalan et al. 2014)。基于上述分析,本文提出研究假说 H1:

H1: 杠杆率与短债长用均会对企业绩效产生显著影响,并且对 ROA 和 ROE 可能存在不同影响,并恶化企业的债务风险。

在此基础上,短债长用很可能会通过影响杠杆率与企业绩效和债务风险的关系,而与杠杆率之间产生交互作用,弱化杠杆率对企业表现的积极作用,而强化杠杆率对企业表现的负面影响。在给定企业杠杆率水平的情况下,如果企业存在短债长用,就会面临项目投资回收期的考验,企业短债长用的程度越高就越容易出现资金周转上的困难,不得不以更加高昂的利息成本“借新还旧”,而新增的债务融资更多是用以满足企业财务运转需要而非实际业务投资和研发创新。因此,短债长用很可能会弱化杠杆率的积极效应而强化杠杆率的负面影响,进而加剧债务问题对企业绩效和债务风险的不利影响。现实中,由于中国企业普遍存在较为严重的短债长用现象,在此背景下,通过行政性、运动式去杠杆来化解系统性金融风险,很可能会在具体执行过程中异化为银行的“惜贷、抽贷、短贷化”,反而可能恶化企业的债务风险。基于此,本文提出研究假说 H2:

H2: 短债长用与杠杆率之间可能会产生交互效应,弱化杠杆率对 ROE 的积极作用,强化杠杆率对 ROA 的消极影响,并提高企业的债务风险。

三、数据样本和分析变量

本文研究杠杆率与短债长用对企业绩效和债务风险两方面的影响,并考察两者的交互效应。一方面,为分析对企业绩效的影响,参考钟凯等(2016)、李科和徐龙炳(2011) 等文献的做法,选取总资产利润率(净利润/总资产, ROA) 和净资产利润率(净利润/净资产, ROE) 作为企业绩效的衡量指标。一般情况下,企业总资产回报率和净资产回报率具有一致性,但在企业杠杆经营的情况下,出于股东利益最大化的考虑,两者可能出现不一致性。本文选择两个指标进行对比分析,有助于考察企业杠杆融资的微观基础。根据本文研究目的,设定计量模型(1) 如下:

$$r_{it} = \beta_0 + \beta_1 * LR_{it} + \beta_2 * LS_{it} + \beta_3 * LS_{it} \times LR_{it} + \beta_4 * X_{it} + \theta_i + \gamma_t + u_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 代表企业 t 代表时期。被解释变量 r_{it} 为企业 i 在 t 期的绩效衡量变量; LR_{it} 为企业 i 在 t 期的杠杆率水平; LS_{it} 为企业 i 在 t 期的短债长用情况; $LS_{it} \times LR_{it}$ 为企业短债长用变量与杠杆率的交叉项,以考察杠杆率与短债长用的交互影响效应; X_{it} 为控制向量; θ_i 为企业 i 的个体固定效应, γ_t 为 t 期的年份固定效应; u_{it} 为随机误差项。在具体的回归分析中,本文将逐步引入杠杆率、短债长用和两者的交互项变量,以细致考察各变量的不同影响。

另一方面,为了分析对企业债务风险的影响,借鉴 Minsky(1986) 的金融不稳定假说思想,构建了风险融资者体征变量。具体地,基于企业利息保障倍数 ($BEIT$),即息税前利润与债务利息之比,构建了两个风险指标:一是“风险融资者体征”虚拟变量 (PZ):如果 $BEIT < 1$,说明企业的息税前利润已不足以覆盖利息,变量取值为 1,否则为 0;二是“持续性风险融资体征”虚拟变量 (ZB):如果一个企业连续 3 年呈现风险融资体征,说明该企业已经持续不具盈利能力,债务风险进一步加大,变量取值为 1,否则为 0。此外,本文还选取了文献中有代表性的 Altman(1968) 提出的 Z-Score 破产风险指标,进行稳健性检验。由于企业债务风险因变量是虚拟变量,本文选择面板 Logit 模型进行回归分析,并设计模型(2)如下进行回归分析:

$$Prob(z_{it} = 1) = \beta_0 + \beta_1 * LR_{it} + \beta_2 * LS_{it} + \beta_3 * LS_{it} \times LR_{it} + \beta_4 * X_{it} + \theta_i + \gamma_t + u_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 z_{it} 为企业 i 在 t 期的债务风险衡量变量,其他变量定义同上。

在核心解释变量选择方面,参考饶品贵和姜国华(2013)、李科和徐龙炳(2011)等文献做法,选取企业的资产负债率(负债总额/总资产)作为企业杠杆率的衡量指标,反映企业债务水平与资产水平的匹配情况。在短债长用衡量方面,选取企业短期负债比例(短期负债/总负债)与短期资产比例(短期资产/总资产)之差,作为企业短债长用的基准衡量指标,反映企业债务期限结构与资产期限结构的匹配情况。与资产负债率指标一致,该指标为存量特征指标,适于共同进入基准分析,也适于补充考察其对企业绩效和债务风险的长期影响。在稳健性分析中,本文还选取了钟凯等(2016)基于“资金缺口”的“短贷长投”指标,作为替代性指标进行稳健性检验。

在控制变量选取方面,参考相关文献做法(钟凯等 2016; 饶品贵和姜国华 2013; 李科和徐龙炳 2011),本文选取了企业资产规模(用总资产的自然对数来衡量)、市净率(每股股价与每股净资产的比率)、无形资产比重(用无形资产占总资产的比例来衡量)、资本密集度(以企业固定资产净额与企业员工数的比值来衡量)、管理层持股比例、企业年龄(用企业成立时间长短的对数来衡量)以及固定资产比重(固定资产占总资产比例)等主要变量指标;同时,本文也控制了企业和年份固定效应,以控制与个体相关的不随时间变化的因素的影响以及与特定年份相关的宏观经济因素的影响(申广军等 2016)。

在计量模型选择方面,本文通过 Hausman 检验,选择了双向固定效应模型作为回归分析模型,并采用稳健的标准误估计。在具体的回归分析中,本文均取滞后一期的解释变量,以克服由潜在的反向因果关系导致的内生性问题,并在稳健性检验中进行了工具变量法回归。

在样本数据选择上,本文选取 2000—2015 年中国上市公司面板数据进行实证分析。相比宏观层面数据,上市公司微观企业数据优势明显,有利于探讨微观作用机制;相比工业企业数据库,上市公司数据优势在于财务数据更加齐全、质量更高、更新更为及时、行业覆盖范围更广,而且就本文所关注的杠杆率和短债长用问题,现有研究表明上市公司并不比一般企业问题更轻(方军雄 2010; 钟宁桦等 2016)。由于 2000 年以来的中国上市公司数据较为完整,参考文献做法(陆瑶等 2017; 周兵等 2016),本文选取了 2000—2015 年中国上市公司样本数据作为实证分析的基础。本文数据全部来自国泰安数据库,保证了数据的一致性。为消除异常值的影响,本文参考文献做法(钟凯等 2016; 饶品贵和姜国华 2013),对连续变量进行了 [1% 99%] 的缩尾处理。

图 2 报告了样本期内中国上市公司中出现风险融资体征和持续性风险融资体征的占比变化情

况，显示企业风险融资体征的比例呈现上升趋势，债务风险上扬。其中，风险融资体征比例从 2003 年的 25% 左右上升到 2015 年的 36%，持续性风险融资体征比例从 7% 左右上升到 15% 左右。

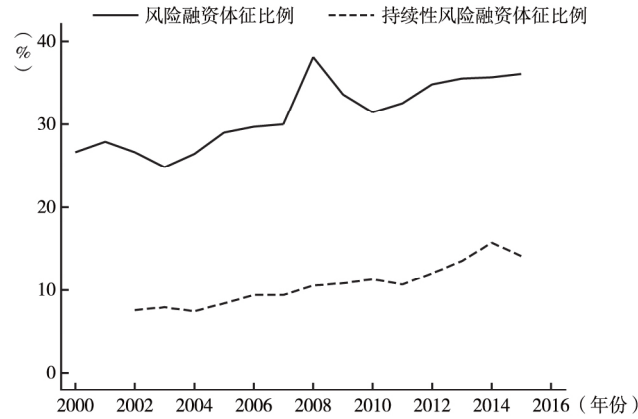


图 2 中国上市公司出现风险融资者体征的比例(2000—2015 年)

数据来源：国泰安数据库，经作者整理得到。

表 1 进一步报告了主要回归变量的描述性统计结果。在样本期内，企业总资产利润率均值为 3.4%，净资产利润率均值为 5.9%，风险融资体征比例均值为 32.3%，持续性风险融资体征比例均值为 10.7%，杠杆率均值为 46.5%，短债长用均值为 25.5%，基本符合预期；各控制变量的统计结果也基本符合预期，具体不再赘述。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
总资产利润率(ROA)	26218	0.034	0.035	0.065	-0.284	0.204
净资产利润率(ROE)	26216	0.059	0.069	0.163	-0.938	0.581
风险融资体征虚拟变量(PZ)	26218	0.323	0.000	0.468	0.000	1.000
持续性风险融资体征虚拟变量(ZB)	25200	0.107	0.000	0.308	0.000	1.000
杠杆率(LR)	26218	0.465	0.459	0.231	0.048	1.338
短债长用(LS)	26218	0.255	0.251	0.227	-0.327	0.854
其他短债长用衡量指标(LS2)	26218	0.464	0.000	0.499	0.000	1.000
资产规模自然对数(AS)	26218	21.566	21.420	1.289	10.842	29.299
市净率(MB)	25261	3.996	2.906	3.882	-1.707	27.206
无形资产比重(IA)	26206	0.044	0.028	0.053	0.000	0.310
管理层持股比例(MH)	25300	0.084	0.000	0.179	0.000	0.698
资本密集度(CI)	26172	2.873	1.911	3.674	0.380	30.284
固定资产比例(FA)	26166	0.207	0.166	0.176	0.000	0.732
企业年龄自然对数(Age)	26204	2.373	2.485	0.562	0.000	3.611
研发支出率(R&D)	12510	0.003	0.000	0.012	0.000	0.082
财务费用率(FCR)	13941	0.026	0.013	0.055	-0.059	0.366
主营业务收入增长率(Growth)	19178	0.121	0.112	0.390	-1.377	1.797
其他债务风险指标 1(Z-Score)	10197	5.728	3.108	8.427	-2.556	55.184
其他债务风险指标 2(离开安全区虚拟变量)	10197	0.566	1.000	0.496	0.000	1.000
其他债务风险指标 3(进入破产风险区虚拟变量)	10197	0.263	0.000	0.441	0.000	1.000

数据来源：国泰安数据库，经作者整理得到。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

表 2 首先报告了杠杆率和短债长用对企业绩效和债务风险影响的基础回归结果。其中,第(1)列为对总资产利润率(ROA)影响的估计结果。结果显示,与理论预期一致,杠杆率的估计系数显著为负,说明杠杆率对于企业总资产利润率具有显著的负面影响;短债长用的估计系数也显著为负,说明短债长用对企业总资产利润率也产生了显著的消极影响。以上回归结果显示,杠杆率和短债长用不利于企业提高总资产回报率,那么企业为何选择杠杆融资呢?基于前文理论分析,一种可能的解释是,虽然高杠杆不利于企业的总资产回报率,但有利于提高企业净资产回报率,在股东利益最大化的投融资动机下,企业仍可能会选择杠杆融资。对此,第(2)列进一步考察杠杆率和短债长用对企业净资产利润率(ROE)的影响,讨论企业选择杠杆经营的微观基础。结果显示,杠杆率的估计系数显著为正,说明杠杆率对于企业净资产利润率具有显著的正面影响,企业选择杠杆融资可能反映了股东利益最大化的融资动机。即与理论分析一致,尽管高杠杆会降低总资产回报率,但在一定范围内,企业通过杠杆融资扩大总资产所带来的总利润规模扩大,在扣除利息支出后仍可以扩大净利润规模,进而提高净资产回报率。此外,杠杆融资通过降低股东与管理层之间的代理成本,也可能进一步强化对企业净资产回报率的积极影响。相比之下,短债长用的估计系数仍然为负,说明短债长用不仅降低了企业的总资产回报率,同时也不利于提高企业的净资产收益率,因而可能反映了企业在融资期限约束下的被动行为,而非企业盈利动机的主动选择,这与钟凯等(2016)的发现一致。

在对企业绩效影响分析的基础上,第(3)列进一步报告了对企业出现风险融资体征(PZ)概率影响的回归结果。结果显示,与理论预期一致,杠杆率的估计系数显著为正,说明杠杆率提高了企业出现风险融资体征的概率;短债长用的估计系数也显著为正,说明短债长用也显著提高了企业出现风险融资体征的概率。在此基础上,第(4)列进一步报告了对企业出现持续性风险融资体征(ZB)概率影响的回归结果。结果显示,杠杆率的估计系数仍显著为正,说明杠杆率显著提高了企业出现持续性风险融资体征的概率,即成为持续的风险融资者,债务风险进一步上升;短债长用的估计系数也显著为正,说明短债长用也显著提高了企业出现持续性风险融资体征的概率。以上结果说明,在去杠杆的过程中,不仅要关注杠杆率本身,也应该关注短债长用的影响,重点防治同时具有高杠杆与短债长用两个特征的高危企业,防止这类企业发展成为持续的风险融资者乃至变成僵尸企业。

控制变量的回归结果也基本符合预期。在对总资产回报率的影响分析中,资产规模的估计系数显著为负,说明随着企业资产规模的扩张,资本边际收益递减导致资产的回报率下降;市净率的估计系数显著为正,反映了股票市场的价值与企业收益率存在正向关系;管理层持股比例的估计系数显著为正,说明股权激励提高了管理层的积极性,有助于管理层更加注意改善企业绩效,提高企业资产回报率;资本密集度和无形资产的估计系数显著为负,说明资本密集或无形资产占比过大的企业,总资产利润率较低。在对净资产回报率的影响分析中,控制变量的回归结果也基本符合预期。除了资产规模的估计系数不再显著(反映了企业总资产规模扩张本身对于企业净资产回报率的影响中性),其他变量的回归结果均与对总资产利润率的影响一致。在对企业债务风险的影响分析中,资产规模与市净率的估计系数为负,说明企业规模和市场价值有助于降低债务风险,可能反映了在融资市场上的优势,不过市净率的统计显著性不稳定;管理层持股比例的估计系数为负,说明股权激励有助于管理层注重改善企业绩效和进行风险管理,降低企业发展成为风险融资者的概率;资本密集度和企业年龄的估计系数显著为正,说明资本密集较高和年龄较大的企业成为风险融资者的概率更高;无形资产比例的估计系数为正,说明无形资产比重较高的企业更容易出现风险

融资者体征。相比之下,在对持续性风险融资的影响分析中,资产规模等变量的显著性和系数绝对值提高,而市净率、管理层持股比例和无形资产比重变量的显著性下降。

表 2 杠杆率与短债长用对企业表现的影响分析(基础回归)

模 型 变 量	企业绩效		债务风险	
	(1) <i>ROA</i>	(2) <i>ROE</i>	(3) <i>PZ</i>	(4) <i>ZB</i>
杠杆率	-0.019 *** (0.005)	0.055 *** (0.015)	1.364 *** (0.136)	1.234 *** (0.201)
短债长用	-0.009 *** (0.003)	-0.012 (0.009)	0.432 *** (0.115)	0.431 ** (0.187)
资产规模	-0.009 *** (0.001)	-0.005 (0.004)	-0.074 ** (0.036)	-0.261 *** (0.055)
市净率	0.001 *** (0.000)	0.008 *** (0.001)	-0.013 ** (0.006)	-0.005 (0.008)
管理层持股比例	0.068 *** (0.014)	0.100 *** (0.030)	-1.032 ** (0.458)	-0.537 (0.743)
资本密集度	-0.001 *** (0.000)	-0.002 *** (0.001)	0.023 *** (0.006)	0.045 *** (0.010)
无形资产比重	-0.040 ** (0.018)	-0.102 ** (0.047)	1.942 *** (0.483)	0.669 (0.745)
企业年龄	-0.021 *** (0.003)	-0.048 *** (0.007)	0.685 *** (0.119)	1.900 *** (0.257)
固定资产比重	-0.002 (0.004)	-0.017 (0.013)	0.416 ** (0.167)	0.520 * (0.268)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R^2	0.051	0.040	466.71	533.69
观测值数	21909	21907	17175	8431
企业个数	2438	2438	1631	768

注: 括号内为稳健的标准误, ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。在风险融资固定效应面板 Logit 模型回归中, R^2 处报告的是 LR 统计量。下表同。

在基础分析的基础上,本节进一步引入杠杆率与短债长用的交互项,以考察两者的交互效应。表 3 报告了估计结果,与表 2 一致,第(1) — (4) 列分别为对总资产利润率(*ROA*)、净资产利润率(*ROE*)、风险融资体征(*PZ*)以及持续性风险融资体征(*ZB*)影响的估计结果。在引入交互项后,杠杆率的估计系数与前文一致,即提高了净资产收益率,但不利于总资产回报率,并显著提高了企业的债务风险。对于本节重点考察的交叉项,对企业两个收益率变量的影响系数均显著为负,对两个债务风险变量的影响系数均显著为正,说明杠杆率与短债长用之间的确产生了交互效应:随着企业短债长用的程度提高,杠杆率对企业净资产利润率的积极效应减弱,对总资产利润率的消极效应增强,对企业债务风险的不利影响加大,显著提高了企业出现风险融资体征的概率。值得一提的是,在存在短债长用的情况下,杠杆率对净资产利润率的积极效应有所减弱,即存在临界值($\beta_1/|\beta_3| = 0.082/0.097 = 0.845$),当短债长用超过该临界值时,杠杆率对净资产收益率的影响效应将由正转负,但考虑到该临界值相比短债长用的样本均值(0.255)较大,杠杆率总体上还是提高了企业的净资产收益率。在控制交互项的影响后,短债长用的估计系数不再显著甚至出现反向影响,说明其影响效应在很大程度上已被交互项所捕获。

表 3 杠杆率与短债长用对企业表现的影响分析(引入交互项)

模 量 型	企业绩效		债务风险	
	(1) ROA	(2) ROE	(3) PZ	(4) ZB
杠杆率	-0.008 (0.007)	0.082 *** (0.017)	0.711 *** (0.180)	0.503 * (0.274)
杠杆率* 短债长用	-0.039 *** (0.015)	-0.097 ** (0.044)	2.334 *** (0.426)	2.463 *** (0.630)
短债长用	0.008 (0.006)	0.028 * (0.015)	-0.586 *** (0.218)	-0.688 ** (0.341)
R ²	0.052	0.041	496.88	549.08
观测值数	21909	21907	17175	8431
企业个数	2438	2438	1631	768

注: 同表 2。控制变量同表 2 限于篇幅, 未报告具体估计结果, 留存备索。

(二) 进一步分析

1. 影响机制分析。本节进一步对潜在的影响机制进行初步探讨。理论分析表明, 杠杆率及短债长用可能会通过提高对利益相关者的风险补偿溢价和加剧企业创新激励扭曲而恶化企业总体绩效。因此, 本节重点考察其是否会通过提高企业的财务费用和减少企业的研发支出, 对企业财务成本和研发创新产生不利影响。为此, 本文构建了财务费用指标(以财务费用与企业主营业务收入之比来衡量)和研发支出指标(以研发支出与企业主营业务收入之比来衡量), 分别考察杠杆率及短债长用对企业财务成本和企业研发支出的影响, 回归结果报告于表 4。其中, 第(1)和(2)列分别报告了对企业财务费用和研发支出影响的基础回归结果。结果显示, 杠杆率显著提高了企业的财务费用, 并显著减少了企业的研发支出, 与理论预期一致, 说明杠杆率可能通过增加财务成本和降低研发创新两方面恶化企业绩效; 同时, 短债长用也显著提高了企业的财务费用, 符合理论预期, 但对研发支出的影响不显著。在此基础上, 第(3)和(4)列进一步报告了引入交互项的回归结果。结果显示, 与基础回归结果一致, 杠杆率显著提高了企业的财务费用并减少了企业的研发支出, 同时, 交互项的估计系数显著为正, 说明短债长用强化了杠杆率对提高企业财务费用的影响, 而弱化了杠杆率对减少研发支出的负向影响, 符合预期。

表 4 杠杆率与短债长用的影响机制分析

模 量 型	基础回归		引入交互项	
	(1) 财务费用	(2) 研发支出	(3) 财务费用	(4) 研发支出
杠杆率	0.105 *** (0.008)	-0.002 *** (0.001)	0.088 *** (0.009)	-0.003 *** (0.001)
短债长用	0.014 *** (0.004)	0.001 (0.001)	-0.011 (0.008)	-0.001 (0.001)
杠杆率* 短债长用			0.059 *** (0.020)	0.004 * (0.002)
R ²	0.204	0.006	0.207	0.007
观测值数	9701	9234	9701	9234
企业个数	1949	1963	1949	1963

注: 同表 3。

2. 异质性分析。杠杆率和短债长用对企业绩效和债务风险的影响也可能受到企业其他因素的影响, 从而表现出一定的异质性。本节首先以公司成长性为例进行探索分析, 以企业主营业务收入增长率作为企业成长性的代理指标, 分别引入其与杠杆率和短债长用的交互项, 考察是否会对企业绩效和债务风险产生异质性影响。表 5 报告了回归结果, 显示杠杆率对企业绩效和债务风险的影响与前

文完全一致;同时,杠杆率与企业成长性的交互项对企业绩效产生了显著的正向影响,并降低了对于企业债务风险的不利影响。这一结果说明,对于高成长性企业,利用杠杆融资支持企业业务发展,相对有利于提高企业收益率并降低企业债务风险。相比之下,企业成长性与短债长用的交互项则基本不显著,说明其对企业绩效和债务风险的边际改善作用不明显,可能的解释是成长性好的企业相比一般企业更加需要长期债务融资来支持,这进一步说明短债长用这一企业投融资期限错配“顽疾”值得高度重视。

表 5 杠杆率与短债长用影响的异质性分析(企业成长性)

模 型 变 量	企业绩效		债务风险	
	(1) ROA	(2) ROE	(3) PZ	(4) ZB
杠杆率	-0.014** (0.005)	0.068*** (0.016)	1.355*** (0.152)	1.134*** (0.207)
杠杆率* 企业成长性	0.023*** (0.004)	0.040*** (0.011)	-0.593*** (0.113)	-0.382** (0.159)
短债长用	-0.005 (0.003)	-0.003 (0.010)	0.445*** (0.127)	0.347* (0.190)
短债长用* 企业成长性	0.010* (0.006)	0.005 (0.016)	-0.239 (0.184)	0.078 (0.270)
企业成长性	0.048*** (0.002)	0.089*** (0.006)	-0.834*** (0.058)	-0.292*** (0.082)
R ²	0.148	0.079	686.01	303.04
观测值数	19745	19743	15240	7871
企业个数	2364	2364	1546	767

注: 同表 3。

其次,杠杆率和短债长用及其经济后果在不同的所有制企业之间也可能存在显著差异。统计分析表明,国有企业杠杆率比非国有企业高了 7.2 个百分点,短债长用的程度也高了 1.3 个百分点。因此,本节进一步引入杠杆率和短债长用与国有企业虚拟变量的交互项进行回归分析,估计结果报告于表 6。结果显示,与基础回归一致,杠杆率显著降低了企业的 ROA 而提高了企业的 ROE,同时恶化了企业的债务风险;交互项估计结果显示,对于国有企业,杠杆率对 ROA 的不利影响增强,对 ROE 的有利影响减弱,对企业债务风险的影响加剧,这可能反映了部分高负债国有企业的资产利用效率下降,从而对企业绩效和债务风险产生了额外不利影响。从这个角度看,2018 年 9 月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》,提出要推动高负债国有企业降杠杆,具有经济合理性和较强的针对性。相比之下,短债长用对不同企业的影响差异没有杠杆率的影响差异那么明显;其中,短债长用对不同企业 ROA 的影响差异不显著,但对 ROE 仍然存在一定的影响差异。

表 6 杠杆率与短债长用影响的异质性分析(企业所有制)

模 型 变 量	企业绩效		债务风险	
	(1) ROA	(2) ROE	(3) PZ	(4) ZB
杠杆率	-0.009** (0.004)	0.085*** (0.011)	1.120*** (0.172)	1.410*** (0.258)
杠杆率* 国有企业	-0.024*** (0.006)	-0.070*** (0.017)	0.591** (0.262)	-0.466 (0.401)
短债长用	-0.006* (0.003)	0.000 (0.009)	0.459*** (0.142)	0.678*** (0.233)
短债长用* 国有企业	-0.006 (0.004)	-0.029** (0.013)	-0.060 (0.203)	-0.592* (0.326)

续表 6

模 型 变 量	企业绩效		债务风险	
	(1) ROA	(2) ROE	(3) PZ	(4) ZB
R ²	0.052	0.041	472.06	538.22
观测值数	21909	21907	17175	8431
企业个数	2438	2438	1631	768

注: 同表 3。由于已经控制个体固定效应, 国有企业虚拟变量自动省略。

3. 长期效应分析。如果公司存在“短债长用”, 就意味着部分信贷资金用于公司的长期项目, 这可能会导致企业在短期内无法产生正的“业绩”, 即存在投资回收期问题; 但如果长期项目收益能够逐渐回收, 对企业绩效的长期影响可能与短期影响存在一定的差异, 表现为杠杆率的负面效应减弱而积极效应增强。为此, 本节构建了企业未来三年的平均绩效和债务风险指标进行回归分析, 以考察对公司长期表现的影响, 估计结果报告于表 7。结果显示, 相比基准回归, 在考虑了投资回收期的问题后, 杠杆率对公司绩效的正向影响增强, 但对企业的债务风险仍具有持续的不利影响; 短债长用与杠杆率的交互项对企业绩效的负面作用减弱, 但是对企业债务风险的不利影响持续存在。以上发现进一步丰富了本文结论, 即短债长用产生了投资回收期问题, 从企业绩效方面看, 随着时间的推移, 债务问题对于企业绩效的不利影响得到缓解, 但从债务风险方面看, 杠杆率和短债长用所产生的风险问题并没有因此消退, 而是持续强化。

表 7 杠杆率与短债长用对企业表现的长期效应分析

模 型 变 量	企业绩效		债务风险	
	(1) ROA	(2) ROE	(3) PZ	(4) ZB
杠杆率	0.024 *** (0.003)	0.104 *** (0.008)	0.918 *** (0.265)	0.724 ** (0.281)
杠杆率* 短债长用	-0.013 * (0.007)	-0.041 ** (0.019)	2.740 *** (0.612)	1.903 *** (0.638)
短债长用	-0.000 (0.004)	0.011 (0.009)	-0.366 (0.300)	-0.586 * (0.354)
R ²	0.110	0.094	529.86	491.07
观测值数	17478	17473	11398	6934
企业个数	2321	2321	1117	700

注: 同表 3。本文也进行了五年期的回归分析, 估计结果与本表基本一致, 限于篇幅, 未予报告。

(三) 稳健性检验

1. 内生性问题。内生性问题是相关研究的难点。为克服潜在的内生性问题, 前文在所有回归分析中均选取滞后一期的解释变量, 以克服可能由反向因果关系导致的内生性问题。当然, 最好的办法是找到合适的工具变量, 既对杠杆率及其交互项有一定影响, 同时又不会直接影响企业绩效和债务风险, 但这在公司财务分析中难以实现。不过, 正如 Melecky & Podpiera (2013)、Desbordes & Vicard (2009) 等研究指出, 在缺乏有效的随时间变化的外生工具变量时, 可以利用系统内部的工具变量, 即解释变量的滞后项作为自身有效的工具变量。因此, 本文选取滞后 1—2 期的杠杆率及其与短债长用的交互项作为相应的工具变量, 进行工具变量法回归。从工具变量的有效性来看, 第一阶段工具变量的估计系数均在 1% 的水平上显著, 且第一阶段估计的 F 值为 693.06 及 3357.79, 明显大于 Stock & Yogo (2005) 设定的 16.38 的临界值, 说明工具变量有效, 不存在弱工具变量问题。表 8 报告了工具变量法的回归结果, 与基准回归结果完全一致: 杠杆率提高了企业的净资产收

益率,但不利于总资产回报率,并显著提高了企业的债务风险;短债长用与杠杆率存在显著的交互效应,弱化了杠杆率的积极作用,而强化了杠杆率的负面影响。

表 8 杠杆率与短债长用对企业表现的影响分析(工具变量法)

模 型 变 量	企业绩效		债务风险	
	(1) ROA	(2) ROE	(3) PZ	(4) ZB
杠杆率	-0.008* (0.005)	0.112*** (0.015)	0.653*** (0.053)	0.357*** (0.063)
杠杆率* 短债长用	-0.063*** (0.005)	-0.105*** (0.015)	0.828*** (0.108)	0.447*** (0.128)
短债长用	0.001 (0.003)	0.003 (0.008)	0.046 (0.058)	-0.049 (0.070)
R ²	0.097	0.028	943.39	473.88
观测值数	19745	19745	19745	19745
企业个数	2363	2363	2363	2363

注:同表3。在风险分析中,R²处报告的是Wald统计量。限于篇幅,未报告第一阶段估计结果,备索。

2. 债务风险的衡量指标问题。对于企业风险指标,现有文献中存在不同的债务风险衡量指标,有代表性的是基于Altman(1968)提出的Z-Score破产风险模型,由上市公司财务报告中的一组财务风险衡量指标的加权值,来综合反映公司面临的破产风险(Z值越低,反映公司破产的风险越高)。基于Z值公式,本文首先计算了公司的Z值,作为企业债务风险的核心稳健性检验指标,并根据Z值的两个经验临界值,进一步构建了两个衍生性的虚拟变量:一是根据2.675的临界值构建企业“离开安全区”的虚拟变量,即如果企业的 $Z < 2.675$,取值为1,说明企业的财务状况不再是“安全无虞”,虽然未必面临较大的破产风险,但至少已经进入灰色区域,离开了安全区,否则为0;二是根据1.8的临界值构建企业“进入破产风险区”的虚拟变量,即如果企业的 $Z < 1.8$,取值为1,说明企业的财务状况已经极度恶化,面临较大的破产风险,否则为0。

基于Z值和两个衍生性风险指标的回归结果显示:第一,杠杆率和短债长用均对Z值具有显著的负向影响,说明两者都显著提高了企业的破产风险,这与前文的风险分析结果一致,说明本文结论稳健。第二,杠杆率对企业“离开安全区”虚拟变量具有显著的正向影响,说明其显著提高了企业离开安全区的概率;短债长用变量的估计系数虽也为正,但不显著,说明其对于企业是否离开安全区可能还没有发挥显著作用。第三,不仅杠杆率对企业“进入破产风险区”虚拟变量具有显著的正向影响,短债长用变量的估计系数也显著为正,说明两者均显著提高了企业发生破产风险的概率。综合以上结果可见,杠杆率对于企业破产风险具有稳定的抬升效应,而短债长用的影响则主要发生在企业离开安全区之后,即对于处于安全区的企业,短债长用的债务风险作用还不明显,但是一旦企业进入灰色区域,短债长用的债务风险就会迅速恶化,促使企业以更大的概率进入破产风险区,导致总体提高了企业的债务风险,而且实际上加剧了企业债务风险恶化的隐蔽性和突发性。

3. 短债长用的衡量指标问题。对于短债长用的衡量指标,由于文献中尚未形成统一的标准,本节在基准衡量指标之外,参考钟凯等(2016)基于“资金缺口”提出的“短贷长投”衡量指标,构建替代性指标进行稳健性检验。从指标性质看,该指标定义属于流量指标,在一定程度上与本文的存量基准指标具有互补性。回归结果显示,采用该指标的估计结果与前文一致,短债长用对企业收益率具有显著的负向影响,并提高了企业出现风险融资体征的概率,说明本文结论稳健。唯一不同的是,该指标对出现持续性风险融资体征的影响虽也为正但不显著,可能反映了流量指标对于持续性债务融资风险的预测能力减弱。限于篇幅,未报告具体估计结果,备索。

五、结论和政策建议

本文将杠杆率与短债长用纳入统一的分析框架,利用 2000—2015 年中国上市公司面板数据实证分析发现:第一,杠杆率降低了企业的总资产回报率,并提高了企业出现风险融资体征的概率和破产风险,但有利于提高股东的净资产回报率,构成企业杠杆经营的微观基础,而短债长用既不利于企业的经营绩效,又提高了企业的债务风险,可能是企业在融资期限约束下的被动选择。第二,杠杆率与短债长用存在显著的交互影响,弱化了杠杆率的积极效应,而强化了杠杆率的消极影响,特别是显著提高了企业的债务风险,且存在短债长用的“临界值”,当短债长用的程度超过该临界值时,杠杆率对净资产收益率的总体影响效应将由正转负。第三,机制分析表明,杠杆率及短债长用可能通过增加财务成本和降低研发创新两方面恶化企业绩效。第四,异质性分析表明,对于高成长性企业和民营企业,利用杠杆融资支持业务发展相对有利于提高企业绩效并降低债务风险。第五,长短期影响对比分析发现,随着时间推移,债务问题对公司绩效的负面影响逐渐得到缓解,但对企业风险的不利影响持续存在。第六,风险作用特征差异分析表明,杠杆率对企业破产风险具有稳定的抬升效应,而短债长用则加剧了债务风险的隐蔽性和突发性。以上发现为杠杆率研究提供了新的分析视角和经验证据,特别是关于交互效应的新发现及由此引申的杠杆率非线性影响的讨论丰富了现有研究的认识。

本研究结论为更好地化解债务风险和调整去杠杆思路提供了新的政策启示,特别是为 2019 年提出的深化金融供给侧结构性改革提供了学理支持。首先,在引导企业去杠杆的过程中,不仅要关注企业的杠杆率本身,还应关注企业债务期限结构。其次,由于交互效应的存在,在去杠杆政策的实施过程中,要着力避免操作方式不当导致企业短债长用的程度的提高,否则不仅会削弱去杠杆成效,甚至可能适得其反;而反过来,解决企业的短债长用问题,实际上可以达到与去杠杆相同的效果。最后,由于企业杠杆经营和短债长用的微观形成机制不同,其治理策略也应有所不同。解决企业高杠杆问题,需要加快直接融资市场建设并建立企业杠杆经营的道德风险防范机制,而化解企业短债长用问题,则更多地需要依靠深化银行业市场化改革来提高长期信贷资金供给能力。

需要强调的是,由于中国企业普遍存在较严重的短债长用问题,当务之急,不仅是通过降低企业杠杆率来化解债务风险,更需要通过优化企业债务期限结构解决企业的短债长用问题。特别是考虑到短债长用恶化企业风险的隐蔽性和突发性,亟需通过深化金融供给侧结构性改革,从银行业市场化改革和发展直接融资市场两方面破题,破解企业债务期限过短的困境。值得一提的是,2018 年 12 月,央行创设了定向中期借贷便利(TMLF)工具,旨在通过为商业银行提供较为稳定的长期资金来源,增强对企业特别是民营和中小企业的长期信贷供给能力,这与本文研究结论的政策含义一致,有望对企业债务期限过短问题起到短期缓解作用。但从长远来看,化解企业债务风险的治本之策,仍在于深化金融供给侧结构性改革,建立优化市场资金供给的长效机制。

参考文献

- 范小云、王道平、方意 2011 《我国金融机构的系统性风险贡献测度与监管——基于边际风险贡献与杠杆率的研究》,《南开经济研究》第 4 期。
- 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 11 期。
- 胡援成、刘明艳 2011 《中国上市公司债务期限结构影响因素》,《管理世界》第 2 期。
- 纪敏、严宝玉、李宏瑾 2017 《杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验》,《金融研究》第 2 期。
- 李科、徐龙炳 2011 《融资约束、债务能力与公司业绩》,《经济研究》第 5 期。
- 刘晓光、刘元春 2018 《杠杆率重估与债务风险再探讨》,《金融研究》第 8 期。
- 刘信群、刘江涛 2013 《杠杆率、流动性与经营绩效——中国上市商业银行 2004—2011 年面板数据分析》,《国际金融研究》第 3 期。

- 刘哲希、韩少华、陈彦斌 2016 《“债务—通缩”理论的发展与启示》,《财经问题研究》第6期。
- 陆瑶、张叶青、贾睿 2017 《“辛迪加”风险投资与企业创新》,《金融研究》第6期。
- 马红、侯贵生、王元月 2018 《产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究》,《南开管理评论》第3期。
- 饶贵、姜国华 2013 《货币政策、信贷资源配置与企业业绩》,《管理世界》第3期。
- 申广军、陈斌开、杨汝岱 2016 《减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究》,《经济研究》第11期。
- 张兆国、何威风、梁志钢 2007 《资本结构与公司绩效——来自中国国有控股公司和民营上市公司的经验证据》,《中国软科学》第12期。
- 钟凯、程小可、张伟华 2016 《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》,《管理世界》第3期。
- 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林 2016 《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期。
- 周兵、钟廷勇、徐辉 2016 《企业战略、管理者预期与成本粘性——基于中国上市公司经验证据》,《会计研究》第7期。
- Acharya, V. , D. Gale, and T. Yorulmazer, 2011, “Rollover Risk and Market Freezes”, *Journal of Finance*, 66(4), 1177—1209.
- Aghion, P. , G. M. Angeletos, A. Banerjee, and K. Manova, 2010, “Volatility and Growth: Credit Constraints and the Composition of Investment”, *Journal of Monetary Economics*, 57(3), 246—265.
- Altman, E. , 1968, “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *Journal of Finance*, 23(4), 589—609.
- Ang, J. B. , 2008, “A Survey of Recent Developments in the Literature of Finance and Growth”, *Journal of Economic Surveys*, 22(3), 536—576.
- Beck, T. , and R. Levine, 2004, “Stock Markets, Banks, and Growth: Panel Evidence”, *Journal of Banking & Finance*, 28(3), 423—442.
- Berk, J. B. , R. Stanton, and J. Zechner, 2010, “Human Capital, Bankruptcy and Capital Structure”, *Journal of Finance*, 65(3), 891—926.
- Custódio, C. , M. A. Ferreira, and L. Laureano, 2013, “Why Are US Firms Using More Short-term Debt”, *Journal of Financial Economics*, 108(1), 182—212.
- Demarzo, P. M. , and M. J. Fishman, 2007, “Optimal Long-term Financial Contracting”, *Review of Financial Studies*, 20(6), 2079—2128.
- Desbordes, R. , and V. Vicard, 2009, “Foreign Direct Investment and Bilateral Investment Treaties: An International Political Perspective”, *Journal of Comparative Economics*, 37(3), 372—386.
- Diamond, D. W. , 1991, “Debt Maturity Structure and Liquidity Risk”, *Quarterly Journal of Economics*, 106(3), 709—737.
- Fan, J. P. H. , G. J. Twite, and S. Titman, 2012, “An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(1), 23—56.
- Fisher, I. , 1933, “The Debt Deflation Theory of Great Depressions”, *Econometrica*, 4(1), 337—357.
- Gopalan, R. , F. Song, and V. Yerramilli, 2014, “Debt Maturity Structure and Credit Quality”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49(4), 817—842.
- Guariglia, A. , and P. Liu, 2014, “To What Extent Do Financing Constraints Affect Chinese Firms’ Innovation Activities”, *International Review of Financial Analysis*, 36, 223—240.
- Guedes, J. , and T. Opler, 1996, “The Determinants of the Maturity of Corporate Debt Issues”, *Journal of Finance*, 51(3), 1809—1833.
- Harris, M. , and A. Raviv, 1990, “Capital Structure and the Informational Role of Debt”, *Journal of Finance*, 45(2), 321—349.
- Jensen, M. C. , 1986, “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers”, *American Economic Review*, 76(2), 323—329.
- Melecky, M. , and M. Podpiera, 2013, “Institutional Structures of Financial Sector Supervision, their Drivers and Historical Benchmarks”, *Journal of Financial Stability*, 9(3), 428—444.
- Minsky, H. P. , 1986, *Stabilizing an Unstable Economy*, Yale University Press.
- Morck, R. , and M. Nakamura, 1999, “Banks and Corporate Control in Japan”, *Journal of Finance*, 54(1), 319—339.
- Myers, S. C. , 1977, “Determinants of Corporate Borrowing”, *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147—175.
- Rajan, R. G. , and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, 88(3), 559—586.
- Shleifer, A. , and R. W. Vishny, 1997, “A Survey of Corporate Governance”, *Journal of Finance*, 52(2), 737—783.
- Stock, J. H. , and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, NBER Technical Working Papers, 14(1), 80—108.

Leverage , Short-term Debt for Long-term Use and Firm Performance

LIU Xiaoguang^a and LIU Yuanchun^b

(a: National Academy of Development and Strategy , Renmin University of China;

b: School of Economics , Renmin University of China)

Summary: Since the outbreak of the global financial crisis in 2008 , the importance of financial stability for economic stability has received increasing attention. Under the “debt-investment” driven growth model , the size of China’s non-financial corporate debt has risen rapidly , raising concerns about debt risk. China’s policymakers have launched a series of deleveraging measures to solve this issue. In this context , the formation and function of corporate debt is not only an important theoretical issue , but also a major practical issue.

High leverage and “short-term debt for long-term use” are two core debt problems faced by Chinese enterprises. Current studies mostly analyze China’s debt risk from the perspective of the macro-leverage ratio. However , using the debt-to-GDP ratio as a measure of debt risk does not consider corresponding assets , and there is often a periodic deviation from the micro-leverage ratio. To better understand China’s debt problems , it is necessary to focus on the enterprise level to examine the impact and mechanism of micro-leverage. In addition , one factor that cannot be ignored is the common phenomenon of “short-term debt for long-term use” in Chinese enterprises—in other words , a maturity mismatch between debt and assets. China’s corporate debt is dominated by short-term debt , which requires continuous rolling financing to support long-term investment. Such a practice is likely to aggravate business difficulties and trigger liquidity risk , which in turn adversely affects enterprise performance and debt risk. More importantly , short-term debt for long-term use is likely to have an interaction effect with leverage ratio , weakening the latter’s positive effects while strengthening its negative effects.

This paper integrates leverage ratio and short-term debt for long-term use into a unified analytical framework and constructs a series of relevant indicators using panel data drawn from listed companies in China from 2000 to 2015. In particular , the paper decomposes the enterprise debt problem into two dimensions: leverage ratio and short-term debt for long-term use. Using this framework , systematic analysis is carried out from the perspectives of both enterprise performance and debt risk , and the interaction effect between leverage ratio and short-term debt for long-term use is investigated for the first time in the literature.

The main findings are as follows. First , leverage ratio reduces return on assets and increases enterprises’ probability of risk financing and bankruptcy , but it improves return on equity , which constitutes the micro-foundation of leveraged management. Short-term debt for long-term use is not only bad for business performance but also increases corporate debt risk , reflecting the passive choice of enterprises under the restriction of financing terms. Secondly , there is a significant interaction effect between short-term debt for long-term use and leverage ratio , which weakens the positive effect of leverage and strengthens its negative impacts. Such an interaction effect significantly increases the debt risk of enterprises. Third , mechanism analysis shows that leverage and short-term debt for long-term use can deteriorate enterprise performance by increasing financial costs and reducing R&D. Fourth , heterogeneity analysis shows that for high-growth enterprises and private enterprises , leverage financing is relatively advantageous in supporting business development. Fifth , comparative analysis of long-term and short-term impacts shows that the negative impact on enterprise performance gradually eases over time , but the adverse impact on debt risk persists.

The findings of the paper provide new policy implications for resolving debt risks and deleveraging. Firstly , in the process of deleveraging , attention should be paid not only to the leverage ratio itself , but also to firms’ debt maturity structure. Secondly , due to the existence of interaction effects , efforts must be made to avoid increasing the degree of short-term debt for long-term use as a cost of implementing the deleveraging policy. Instead , solving the short-term debt for long-term use problem can achieve the same effect as deleveraging. Considering the common predicament among Chinese firms of debt maturity being too short , it is urgent that firms’ debt maturity structure be optimized as part of “financial supply side structural reform”; that is , market-oriented reforms of the banking sector and direct financing market.

Keywords: Leverage Ratio; Debt Maturity; Interaction Effect; Firm Performance; Debt Risk

JEL Classification: G18 , G32 , G33

(责任编辑: 谢 谦)(校对: 王红梅)