

金融市场化促进了企业部门结构性去杠杆吗? ——来自中国制造业企业的证据

李娟, 杨晶晶, 赖明勇

(湖南大学 经济与贸易学院, 湖南长沙 410079)

摘要: 文章利用2008—2013年工业企业数据库的数据, 系统考察了金融市场化对企业杠杆率的影响, 并通过面板门槛回归重点分析了金融市场化在企业部门结构性去杠杆中的作用。以企业的盈利能力作为门槛, 实证结果显示: (1) 金融市场化通过调节信贷资源配置对企业杠杆率存在非线性影响, 一方面金融市场化会降低盈利能力弱企业的杠杆率; 另一方面会提高盈利能力强企业的杠杆率, 在一降一增的过程中实现企业部门结构性去杠杆的目标。但是, 这个过程会受到预算软约束等“非市场化”因素的影响。(2) 金融市场化对国有企业结构性去杠杆的作用不明显, 对非国有企业的影响显著。(3) 金融市场化对东部地区企业结构性去杠杆作用明显, 对中、西部地区影响有限。因此, 在供给侧改革的“去杠杆”过程中, 需要特别关注企业部门内部杠杆的结构性, 减少非市场化因素导致的跨企业资源错配, 加快中西部地区金融市场化的进程。

关键词: 金融市场化; 资源跨企业配置; 结构性去杠杆; 门槛效应

中图分类号: F426 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)10-0033-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20200419.301

一、引言

2008年金融危机爆发以后, 我国的杠杆率激增, 尤其是非金融企业部门的杠杆率一直高企不下(李扬等, 2012)。图1从纵向展示了我国自2006—2018年各部门杠杆率对比变化情况, 可以看出非金融企业部门杠杆率远远高于政府部门和居民部门, 2008年以后政府应对金融危机采取的一系列经济刺激计划, 导致非金融部门杠杆率一直处于高速增长阶段。图2从横向对比了2018年不同国家非金融企业部门的杠杆率情况, 可以看出我国非金融企业部门(以下简称企业部门)杠杆率处于较高水平, 2018年达到151.6%, 远高于发达国家91.3%的平均水平。居高不下的杠杆率严重威胁了我国经济的平稳发展, “去杠杆”成为现阶段宏观调控的重点。但是随着对杠杆问题研究的深入, 相关研究发现, 企业部门的高杠杆主要集中在部分国有和大型上市企业, 民营企业及外资企业的杠杆率相对较低(钟宁桦等, 2016)。过高的杠杆率以及杠杆在企业部门内部分布的巨大差异严重影响了资源的优化配置, 阻碍了我国的经济结构转型, 甚至可能会对我国经济发展带来严重的系统性风险。

收稿日期: 2019-10-12

基金项目: 国家自然科学基金项目面上项目(71373070); 湖南省自然科学基金项目面上项目(2018JJ2069)

作者简介: 李娟(1993—)(通讯作者), 女, 湖南常德人, 湖南大学经济与贸易学院博士研究生;

杨晶晶(1980—), 女, 湖南长沙人, 湖南大学经济与贸易学院副教授, 硕士生导师;

赖明勇(1965—), 男, 江西吉水人, 湖南大学经济与贸易学院教授, 博士生导师。

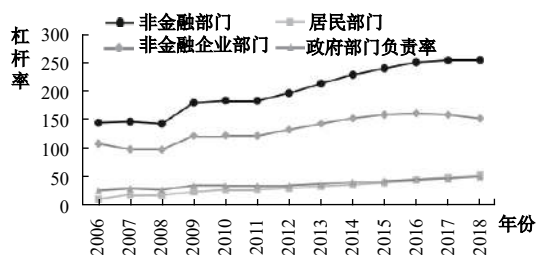


图 1 不同部门杠杆率比较

数据来源: wind 数据库。

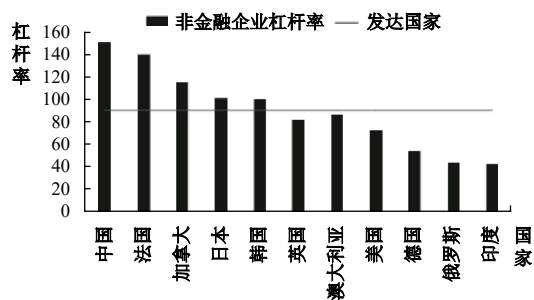


图 2 不同国家非金融企业部门杠杆率比较

数据来源: BIS 数据库。

防范化解系统性金融风险是当前经济发展“三大攻坚战”的首要任务,去杠杆是缓解系统性金融风险的重要举措。尤其是当前我国虽然经济总体运行平稳,但因受一些因素影响,经济也面临着下行的压力,为此中央提出了“六稳”的政策取向。在此背景下,要处理好“去杠杆”和“稳增长”的关系,既要坚定去杠杆方向防止风险持续累积,也要防止高负债企业风险的集中爆发,同时还要避免低负债企业的合理投融资需求得不到满足。因此,2018 年 4 月 2 日,中央首次提出了“结构性去杠杆”。与传统的去杠杆相比,结构性去杠杆更加注重各部门之间以及部门内部杠杆率的差异,避免了政策上“一刀切”而误杀优质企业,进而引发较大的经济波动。这一思路的提出,更加明确了去杠杆的方向。那么,随之而来的问题是,就企业部门而言,去杠杆应该如何把握其“结构性”?换言之,如何根据杠杠的结构性特征完成平稳去杠杆的目标。关于这个问题的解决方法,提到最多的是降低国有企业的债务,清除“僵尸企业”。但是就如何降低的方式及其影响路径并没有给出答案。本文就金融市场化能否促进企业部门结构性去杠杆这一问题展开研究,探讨在金融市场化改革进程中,企业部门杠杆存在的结构性问题能否得到解决?以及通过何种机制解决?回答上述问题不仅有利于明确结构性去杠杆的方向,并且也能为我国的经济结构转型提供理论依据和实践参考。

与本文研究主题密切相关的文献主要有两支:一支是探讨金融市场化与资本配置效率之间的关系。根据新古典经济学对资本配置最优的解释,资本配置实现帕累托最优的充要条件是花费在各个项目的边际成本等于相应的要素价格,资源从边际收益率低的项目流向边际收益率高的项目可实现帕累托优化,资本配置效率在这个过程中也可以得到提高。学者们围绕如何提高资本配置效率的问题展开研究,发现资源在各项目之间一进一出的过程中,市场起到了很大的作用,金融市场化程度越高,资源流动性越大,资本配置效率越高(McKinnon, 1973; King 和 Levine, 1993; Levine, 1999)。从企业层面来看,一方面,如果金融市场是完全的,投资者能够利用某些机制很好地识别企业之间的差异,资本能够流入更有效率的企业(Greenwood 和 Jovanovic, 1999)。另一方面,完善的金融市场能够使得以银行为代表的金融中介机构将资源更准确地配置到更高效的企业项目中,从而提高跨企业的资源配置效率(Diamond, 1984)。进一步研究发现,金融市场化对资本配置效率的影响存在显著的区域不平衡性,同时还受到企业所有制形式差异的影响(方军雄, 2006; 王永剑和刘春杰, 2011; 张庆君等, 2014)。

另一支文献则是聚焦于企业资本配置效率与企业部门结构性去杠杆之间的关系。相关研究发现,我国信贷市场存在较为严重的信贷错配,金融资源被过多地配置到资产周转率和增值率较低的企业,跨企业资源错配是近年来企业部门杠杆率猛增的主要原因,要想实现企业部门结构性去杠杆的目的,必须提高资源配置效率(饶品贵和姜国华, 2013; 冯明, 2016; 王宇伟等,

2018; 简泽等, 2018)。造成跨企业资源错配的一个很大原因在于预算软约束与政府兜底等非市场化行为, 相比于民营企业, 国有企业对投资利率敏感度更低, 更容易获得信贷资源(盛明泉等, 2012; 伍戈与和李斌, 2016)。

企业部门存在的高杠杆问题以及杠杆的结构性特征引发了大量关注, 但是从已有文献来看, 就企业部门如何“结构性”去杠杆这个问题大多停留在定性的研究上, 少有研究根据杠杆的结构性特征得出有效的去杠杆方法。基于前述出发点与现有文献, 本文从资本配置效率的角度探讨金融市场化在企业部门结构性去杠杆中所起的作用, 试图厘清金融市场化对企业部门结构性去杠杆产生影响的机制与路径。相较于已有文献, 本文可能的研究贡献主要在于: (1) 根据企业异质性中的盈利能力判断杠杆的风险程度, 从而明确杠杆“结构性”特征的具体表现。并以企业的盈利能力作为门槛, 考察金融市场化如何对不同盈利能力的企业杠杆率产生影响。(2) 从理论上厘清企业部门结构性去杠杆的路径, 即从跨企业资本配置效率的角度考察金融市场化是否促进了企业部门的结构性去杠杆; 并通过构建计量模型, 对企业部门如何“结构性”去杠杆的过程以及结果进行实证检验。(3) 从企业部门高杠杆率形成的原因出发, 利用我国微观企业层面的数据, 考察了国有企业与非国有企业以及东部地区、中部地区以及西部地区之间金融市场化对企业杠杆率影响的结构性差异。这对于我国结构性治理企业杠杆问题具有一定的实践参考价值。

二、理论分析与研究假说

资本是相对稀缺性的一种资源, 任何一个国家要想实现经济的高速增长都离不开资本的快速积累与高效配置。现代经济学认为, 市场是配置资源最有效的方式, 资金首先通过金融部门流向各个产业和经济部门, 随后带动其他社会资源流入, 从而促进该产业和经济部门的发展。金融市场化的本质就是让市场在金融资源的配置过程中起决定性作用, 我国推动金融改革的实质就是金融市场化的过程。让市场配置资源对企业部门结构性去杠杆最大的好处是能够使得具有逐利性的资本从盈利能力弱的企业流向盈利能力强的企业, 进而优化企业部门杠杆结构, 提高资本配置效率。

(一) 金融市场化与企业部门结构性去杠杆。不论是单个企业, 还是整个社会经济的发展都离不开杠杆, 杠杆作为一种投资工具是现代市场经济活动的客观现象。结构性去杠杆相对于简单的去杠杆而言, 其本质是保留有效杠杆, 同时去除高风险杠杆(张斌等, 2018), 强调的是通过调整部门内部杠杆率的结构来降低风险, 其背后的逻辑在于不同部门、不同主体之间负债能力与运行效率的不同, 其承担风险的能力也不同(张晓晶, 2018)。所以, 杠杆率与经济活动的关系也并非完全呈现出线性, 杠杆有“好、坏”之分, 如果加杠杆能够使企业生产率提高或者打破金融抑制, 这是“好的”加杠杆; 政府过度举债、金融中介机构忽视风险评估而进行的信贷等行为带来的加杠杆会导致资源配置扭曲, 这是“坏的”加杠杆(Cecchetti 等, 2011)。具体到企业部门, 企业利用杠杆开展业务, 能够以较少的资金撬动较多的资源进而实现自身发展。但是, 企业借债规模同样要以其未来的收益为基础。如果一个企业有足够的盈利能力, 那么它在外部借更多的钱是合理的, 因为由盈利产生的未来现金流能够偿还更多的债务(钟宁桦等, 2016); 反之, 如果没有足够的收益率作为保障, 过度借债则会扰乱企业的正常经营, 增加企业还本付息的压力, 形成偿债风险, 并通过债务链条扩展至相关经济部门, 降低经济系统的稳定性。因此, 我们所考察的企业部门的结构性去杠杆是要有针对性地去杠杆, 对应到企业部门就是要降低盈利能力弱企业的杠杆率, 同时适当地增加盈利能力强的企业的杠杆率。

杠杆的本质是负债,如何才能降低盈利能力弱企业的负债是企业部门结构性去杠杆的关键。我国企业获得融资的渠道主要有两条:一是通过银行获得资金的间接融资渠道;二是通过资本市场的债券与股权融资获得资金的直接融资渠道。由于我国整体金融市场发展滞后,直接融资所占比重远远小于间接融资。企业融资渠道受限,信贷资源主要通过国有银行配置,预算软约束等原因的存在使得国有企业相比于民营企业更容易从银行获得贷款(田利辉,2005)。信贷资源配置的不合理直接加剧了企业部门杠杆率的风险性,而金融市场化本质是让市场在资源的配置过程中起决定性作用,对应到企业部门就是让资源在跨企业配置的过程中维持竞争中性。金融市场化程度越高,企业间资本扭曲和跨企业的资源错配程度越低(简泽等,2018)。由于整个社会的资源是一定的,金融市场化使得具有逐利性的资本从盈利能力弱企业流向盈利能力强的企业,其最终的结果就是减少了前者的负债机会,而降低了后者的融资约束。基于以上论述,提出假说 H1:金融市场化促进了企业部门结构性去杠杆,即提高了盈利能力强企业的杠杆率,降低了盈利能力弱企业的杠杆率。

(二)金融市场化、资本配置效率与企业部门结构性去杠杆。提高资源配置效率是促进当前结构性去杠杆的关键(冯明,2016;王宇伟等,2018),对应到企业部门,结构性去杠杆就是要提高资源跨企业配置效率。根据王小鲁等(2017)对金融市场化的测算方式,^①在这个过程中金融市场化主要通过以下两个途径对资源配置效率产生影响。

其一,金融市场化能够促进金融行业的竞争。主要表现在两个方面:一方面是银行与银行之间的竞争。目前我国大部分企业的主要融资渠道是间接融资,而商业银行作为间接融资的主要方式占据着我国金融市场的垄断地位。因此,由垄断造成的竞争缺乏一定程度上使得金融资源错配。在积极推进金融市场化的过程中,可以使得更多的民间资本进入银行体系,设立自担风险的民营银行,从而打破当前国有银行的垄断,形成多种所有制、多种经营方式的银行体系,逐步实现银行之间的自由竞争,提高金融资源的配置效率。另一方面是银行与资本市场之间的竞争。直接融资相对于间接融资来说融资成本更低,随着金融市场化改革的不断深入,资本市场也会越来越完善。资本市场的完善不仅可以让资源更有效率地流向相对优质的企业,对企业起到筛选的作用,同时还会给银行带来冲击,促使银行不断地提高自身服务能力,以客户为中心,让资源更多地流向优质企业,从而提高金融资源配置效率。

其二,金融市场化的一个突出表现是利率市场化,利率市场化能够进一步促进信贷资金分配的市场化。具体表现在:利率市场化以后,利率作为资本的价格,能够根据资金的供求状况作出灵活的变动,资金具有了“趋利性”以后能够根据价格的引导自发地从盈利能力弱企业流向盈利能力强的企业,提高资本跨企业配置效率。因为利率反映的是资本在市场上的价格,生产率低的企业由于其利息负担能力差而难以获得资金支持。所以,要想完成企业部门结构性去杠杆的目标,必须提高资源跨企业配置效率。为实现这一目标,统一的宏观政策无论是宽松还是紧缩都可能是低效的,甚至会有加剧已有资源错配的严重程度。只有通过金融市场化的手段,保持资源竞争中性才能让资源跨企业高效流转,从而捋顺金融和实体之间的信用派生关系,化解系统性金融风险。基于以上论述,提出假说 H2:金融市场化通过提高资本配置效率促进了企业部门结构性去杠杆,即提高了盈利能力强企业的杠杆率,降低了盈利能力弱企业的杠杆率。在此基础上,根据上述分析,提出可能的影响机制(见图 3)。

^① 王小鲁、樊纲《中国分省份市场化指数报告 2016》一书中金融业的市场化由“金融业的竞争”和“信贷资金分配的市场化”构成。

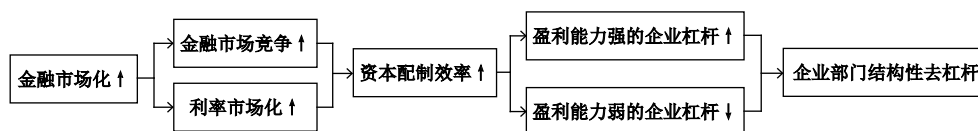


图3 金融市场化促进企业部门结构性去杠杆的影响机制

三、研究设计

(一) 计量模型设定与门槛值估计。根据理论部分的假设,金融市场化与企业杠杆率之间并不存在简单的线性关系。为避免人为划分企业经营能力强弱区间带来的偏误,本文采用 Hansen (1999)提出的门槛回归方法对门槛变量值进行估计,根据数据自身的特点划分企业盈利能力的区间,进而研究在不同盈利能力区间,金融市场化对企业杠杆率的影响。考虑到企业盈利能力的门槛效应,本文将回归模型设定如下:

$$y_{it} = \theta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \theta_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + \theta' x_{it}' + \mu_h + \mu_t + \mu_r + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示企业, t 表示年份, h 表示行业, r 表示地区, y_{it} 表示被解释变量, x_{it} 为解释变量, x_{it}' 为控制变量, q_{it} 为门槛变量, γ 为门槛值, μ 表示行业、年份、地区固定效应。 ε_{it} 为随机扰动项。 $I(\cdot)$ 为示性函数,当满足括号中的条件时,取值为 1,反之则取 0。相应地,多重门槛模型以此类推,以双重门槛模型为例,其余不再赘述,双重门槛回归模型如下:

$$y_{it} = \theta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \theta_3 x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + \theta' x_{it}' + \mu_h + \mu_t + \mu_r + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

因为包含了门槛值,所以在估计相关系数时,先使用普通最小二乘法 (OLS) 得到相应的残差平方和;然后再从待估计的门槛值中选择适当的个体,使其对应的残差平方和最小,最后得到相应的估计系数。由于所设定的公式(1)和(2)反映的是非线性回归,因此门槛值采用非线性最小二乘法 (NLS) 估计。首先将(1)式改写成矩阵形式:

$$Y = \theta X + \delta_n X_\gamma + e \quad (3)$$

此时模型中的回归参数为 $(\theta, \delta_n, \gamma)$ 。在 γ 给定的前提下, (3) 式中的 θ 和 δ_n 是线性关系。因此,根据条件最小二乘估计方法,用 $X_\gamma^* = [XX_\gamma]$ 对 Y 回归,得到相应的残差平方和函数如下:

$$S_n(\gamma) = S_n(\theta(\gamma), \delta(\gamma), \gamma) = Y'Y - Y'X_\gamma^* (X_\gamma^* X_\gamma^*)^{-1} X_\gamma^* Y \quad (4)$$

估计得到的门槛值就是使 $S_n(\gamma)$ 最小的 $\hat{\gamma}$ 。被定义为:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_n} S_n(\gamma) \quad (5)$$

其中, $\Gamma_n = \Gamma \cap \{q_1, q_2, \dots, q_n\}$ 。 Hansen(1999)将门槛变量中的每一观测值均作为可能的门槛值,将满足(4)式的观测值确定为门槛值。当门槛估计值确定之后,其他参数值也就能够相应地确定。根据该方法可以估计出企业盈利能力的门槛值,检验结果如表 1 所示,门槛值分别为 -0.022、-0.003、0.008, p 值为 0,该门槛估计值在统计上显著表明金融市场化对企业杠杆率的影响存在显著门槛效应,换言之,金融市场化对企业杠杆率存在非线性的影响,这验证了我们在理论部分的论述。

表 1 门槛值估计结果及检验

门槛类型	门槛估计值	P 值	BS 次数	95% 置信区间
单一门槛模型	-0.002	0.000	300	[-0.252, -0.234]
双重门槛模型	-0.002, -0.003	0.000	300	[-0.252, -0.234] [-0.697, -0.188]
三重门槛	-0.002, -0.003, 0.008	0.000	300	[-0.252, -0.234] [-0.697, -0.188] [0.262, 0.548]

(二)指标选取与数据说明。杠杆率(*lev*)为被解释变量,采用负债总额占总资产的比重来表示(de Miguel 和 Pindado, 2001; Flannery 和 Rangan, 2006; 钟宁桦等, 2016; 刘贯春等, 2018)。核心解释变量为金融市场化指数(*fmr*),采用王小鲁等(2017)公布的《中国分省份市场化指数报告》中与本文研究相关的“金融业的市场化”来对各省份的金融市场化程度进行衡量。相比于其他金融市场化指数的测算方法而言,该指数采用金融业的市场竞争程度和信贷资金分配的市场化这两个基础指标进行测算,更契合本文的研究目的。门槛变量采用企业的利润率(*npr*)来衡量。根据本文理论部分的分析,对于盈利能力不同的企业而言,其杠杆风险存在差异。而金融市场化过程使得资源从盈利能力弱的企业流向盈利能力强的企业,在跨企业优化配置的过程中,资源会对企业杠杆率产生非线性的影响。该影响具体表现在:一方面会减少低效企业的资源配置;另一方面资源会更多地流向高效企业,资源在流动的过程中完成企业部门结构性去杠杆的目的。所以,我们采用衡量企业盈利能力的利润率作为门槛变量来考察金融市场化如何对不同盈利能力的企业杠杆率产生影响。

企业层面的控制变量参照 de Miguel 和 Pindado(2001)与钟宁桦等(2016)的做法,包括经营性风险、有形资产比例、企业规模、流动资产比例、企业税率以及利润率。(1)经营性风险(*stdroa*),以企业连续三年的 *ROA* 的标准差来度量。利润的波动可能会增强未来现金流的不确定性,进而降低企业从外部获得资金的可能性,因此,经营性风险的上升可能导致负债率下降。(2)有形资产比例(*tng*),采用企业的固定资产净额占资产总额的比重来衡量,企业的固定资产越多,作为借债的抵押物就越多,越有可能从银行获得贷款。所以,有形资产规模与企业杠杆率存在正向的关系。(3)企业规模(*size*),采用企业资产总额的对数进行衡量。(4)流动资产比例(*cro*),采用流动资产占资产总额的比重来衡量。(5)税率(*tar*),以企业应缴所得税占利润总额的比重来度量。(6)利润率(*npr*),采用企业利润总额占主营业务收入的比重来度量。

本文企业层面的数据来源于 2008–2013 年工业企业数据库,根据李扬等(2012)的研究发现,我国非金融类企业的杠杆率在 2008 年以后迅速上升。所以本文以 2008 年为起始点来观察金融危机以后我国金融市场化对企业部门杠杆率的影响情况。值得说明的是,解释变量中经营性风险(*stdroa*)参考钟宁桦等(2016)的处理方法,以企业连续三年 *ROA* 的标准差来度量。因此,在基础变量的处理过程中,我们加入了工业企业数据库 2006–2007 年的数据计算该变量,但是在最后的实证回归中没有考虑这两年的数据样本。在处理工业企业数据库的过程中,采用 Brandt 等(2012)提出的逐年匹配法对数据样本按照企业代码和企业名称进行逐年匹配,并参照聂辉华等(2012)的标准对离群值进行了处理。最后为了使得所得到的门槛估计值样本数据符合门槛回归的要求,即面板数据要符合没有空缺值的平衡面板,将相关变量缺失的值删除,最后得到的观测值为 151 530 个。另外,核心解释变量金融市场化指数(*fmr*)来源于王小鲁等(2017)编写的《中国分省份市场化报告》,由于该报告中公布的金融市场化指数年份存在间隔,所以参照王聪等(2018)的方法进行了插值处理,以补充所需年份的数据样本。然后将省份层面的金融市场化指数与工业企业数据库企业层面的数据进行匹配,进而得到面板数据。我们对每一个企业层面的变量都做了 1% 的缩尾处理。此外,考虑到地方金融市场发展的不平衡可能影响企业的杠杆率,所以,本文对有数据的省级地区按东、中、西部地区进行分类。东部包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南和辽宁;中部包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林和黑龙江;西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆和西藏。

以上被解释变量、核心解释变量以及一系列控制变量的说明与统计描述见表 2。从关键性变量企业杠杆率(*Lev*)的描述性统计结果来看,国有企业的平均杠杆率高于非国有企业,也就是

说国有企业负债率普遍高于非国有企业；从门槛变量企业盈利能力(Npr)的描述性统计结果来看,非国有企业的平均盈利能力高于国有企业。

表 2 变量描述性统计结果

变量	度量指标或说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Panel A</i> 全部样本变量描述性统计						
Lev	总负债占总资产的比重	151 530	0.764	1.243	0.02	10.383
Fmr	金融市场化指数	151 530	8.201	1.612	0.12	11.04
$Stdroa$	企业经营性风险	151 530	0.074	0.1	0.001	0.563
Tng	固定资产占总资产比重	151 530	0.391	0.655	0.014	5.887
Cro	流动资产占总资产比重	151 530	0.675	0.884	0.031	7.298
$Size$	资产总额的对数	151 530	10.929	1.504	7.464	15.165
Npr	利润率	151 530	0.052	0.073	-0.192	0.334
Tar	所得税占利润总额比重	151 530	0.151	0.139	-0.084	0.703
<i>Panel B</i> 国有企业样本变量描述性统计						
Lev	总负债占总资产的比重	5 039	0.870	1.474	0.02	10.382
Npr	利润率	5 039	0.043	0.095	-0.192	0.334
<i>Panel C</i> 非国有企业样本变量描述性统计						
Lev	总负债占总资产的比重	146 000	0.76	1.234	0.02	10.383
Npr	利润率	146 000	0.053	0.072	-0.192	0.334

四、计量结果与分析

(一)全样本回归结果分析。将上节得到的门槛估计值作为分位点,考察在不同盈利能力区间金融市场化对企业杠杆率的影响。为了使结果更加稳健,参照钟宁桦等(2016)的方法,在回归的过程中加入了年度、地区和行业的虚拟变量以控制每年每个地区影响企业杠杆率调整的地区性因素,以及每年每个行业影响企业负债调整的因素。此外,控制行业 \times 年度这组虚拟变量,相当于控制了每个行业每年的平均杠杆率。通过控制这几组虚拟变量,我们试图更好地解决模型中可能存在的遗漏变量问题,从而降低模型的内生性。

表 3 汇报了不同盈利能力区间内的金融市场化对企业杠杆率的影响,从回归结果来看:(1)当企业的盈利能力小于 -0.022 时,金融市场化对企业杠杆率存在负向影响,并且该影响在 1% 的统计水平下显著。说明当企业的盈利能力水平较低时,金融市场化能够使得资源从这部分企业流出,减少其负债机会,从而降低盈利能力低企业的杠杆率。从回归系数可以看出,金融市场化水平每提高 1%,这部分企业的杠杆率就会下降 1.5%。(2)当企业的盈利能力在 $[-0.022, -0.003]$ 区间时,金融市场化对企业杠杆率的影响并不显著,这种情况刚好印证了我国僵尸企业存在的现状,僵尸企业的一个显著特点就是他们的盈利能力水平很低,甚至可能一直呈现出利润负增长的状况,但是因为预算软约束等原因的存在使得这部分企业能够持续地从银行获得贷款。这种偿债风险是由非市场化因素所导致的,回归结果也表明目前的金融市场化改革对这部分企业去杠杆的影响还十分有限。(3)当企业的盈利能力大于 -0.003 时,金融市场化对企业杠杆率的影响显著为正。说明金融市场化使得资源在自由流动的过程中,从盈利能力弱企业流出的资源必然有一部分流入盈利能力强的企业,降低了后者的融资约束,从而有可能在一定程度上提高盈利能力强企业的杠杆率。值得说明的是,由于这部分企业的盈利能力较强,所以即使杠杆率提高,企业仍然有偿还债务的能力,其偿债风险处于较低水平。因此,该实证结论很好地验证了理论部

分的假设 H1: 金融市场化提高了盈利能力强的企业的杠杆率, 降低了盈利能力弱企业的杠杆率, 从而促进了企业部门结构性去杠杆。

表 3 金融市场化对企业部门结构性去杠杆的全样本影响效果检验

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Npr < -0.022$	$-0.022 < Npr < -0.003$	$-0.003 < Npr < 0.008$	$Npr > 0.008$
<i>Fmr</i>	-0.015*** (0.005)	-0.012 (0.009)	0.020*** (0.004)	0.018*** (0.001)
<i>Npr</i>	-0.342*** (0.116)	-1.223 (2.071)	-12.910*** (2.522)	-1.458*** (0.022)
<i>Tng</i>	0.693*** (0.067)	0.563*** (0.067)	0.419*** (0.026)	0.474*** (0.018)
<i>Cro</i>	0.844*** (0.045)	0.891*** (0.050)	0.945*** (0.015)	0.711*** (0.013)
<i>Size</i>	-0.026*** (0.005)	-0.021** (0.009)	-0.001 (0.005)	0.016*** (0.001)
<i>Tar</i>	-0.090 (0.134)	0.113 (0.098)	-0.123*** (0.023)	-0.251*** (0.010)
<i>Stdroa</i>	0.198 (0.131)	0.014 (0.234)	-0.348*** (0.098)	-0.077*** (0.023)
常数项	0.558*** (0.114)	0.713*** (0.268)	0.083 (0.173)	0.124*** (0.035)
观测值	7 911	4 415	19 728	119 476
<i>R-squared</i>	0.638	0.847	0.863	0.703
<i>Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Area×Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry×Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制

注: 括号内的值为纠正了异方差后的标准误; *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下表统同。

从控制变量来看, (1) 企业盈利能力对杠杆率的影响显著为负, 表明从总体上来看, 盈利能力越强的企业, 偿还债务的能力也越强, 从而导致其杠杆率降低。(2) 企业的有形资产比重对杠杆率的影响显著为正。表明有形资产比重越大, 企业获得贷款的抵押物越多, 企业与金融机构之间的信息不对称程度越低, 企业越容易获得贷款。(3) 企业规模对杠杆率的影响可以分成两个部分: 当企业盈利能力弱时, 企业规模对杠杆率呈负向影响; 当企业盈利能力强时, 企业规模对杠杆率呈正向影响。可能的解释是杠杆率采用总负债占总资产的比值来衡量, 规模越大, 作为杠杆率的分母总资产额会不断增加, 当企业盈利能力弱时, 借债能力减弱, 作为分子的负债总额增长速度小于总资产额的增长速度时, 杠杆率降低; 而当企业盈利能力强时, 借债能力也会相应提高, 分子增速大于分母时, 杠杆率也随之提高。(4) 流动资产比例对企业杠杆率的影响显著为正。流动资产比例在一定程度上可以体现出一个企业在生产经营活动中的灵活性, 企业的流动资产占比越高, 企业面临的融资约束程度会越小, 也更容易获得银行贷款。(5) 税率对企业杠杆率的影响显著为负, 这与 Wu 和 Yue (2009) 利用我国上市企业的数据所得出的结论是一致的。因为企业使用债权方式融资需要支付利息, 利息的支出降低了税前利润, 从而降低了所得税。因此, 债权融资可以抵消一部分的税收, 即起到税盾的作用。

进一步, 为缓解回归模型中关键解释变量与被解释变量可能存在互为因果的内生性问题, 我们选取了关键解释变量的工具变量做稳健性检验。根据工具变量的选取原则, 选取金融市场化滞后 1 期和滞后 2 期作为地区金融市场化的工具变量。除了互为因果的内生性问题之外, 我们还考虑了门槛变量的内生性问题, 选取企业盈利能力的滞后 1 期作为新的门槛变量, 重新进行了门槛回归, 检验结果仍然与上述结论一致。

限于文章篇幅, 仅报告了反向因果的内生性检验结果。工具变量的两阶段最小二乘的回归结果如表 4 所示。可以看出, 金融市场化对企业部门杠杆率的影响方向与前述结论一致, 且统计结果显著, 说明上文得出的结论是稳健的, 从而进一步验证了理论部分提出的假说 1。

表 4 基于工具变量的 2SLS

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Npr < -0.022$	$-0.022 < Npr < -0.003$	$-0.003 < Npr < 0.008$	$Npr > 0.008$
<i>Fmr</i>	-0.020*** (0.006)	-0.023* (0.013)	0.018*** (0.007)	0.019*** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.791*** (0.161)	1.006** (0.497)	0.217 (0.197)	0.164*** (0.049)
观测值	5 165	2 783	13 641	79 631
<i>R-squared</i>	0.638	0.862	0.859	0.718
<i>Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Area × Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry × Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制

(二)分企业所有制类型的回归结果分析。由我国企业主要融资方式决定(见图 2),国有企业相比于非国有企业而言更容易获得银行贷款,其中最主要的原因在于以下两个方面:一方面是因为国有企业有着更多的厂房和设备,可以用作其贷款的抵押物,这部分贷款符合利润原则也有企业的基本面作为支撑(钟宁桦等,2016);另一方面是因为国有企业有着政府的“背书”或者“担保”。而由政府担保所引起的国有企业预算软约束现象会导致金融市场化对国有企业与非国有企业杠杆率的影响存在差异。为了对“非市场化”因素在企业部门结构性去杠杆过程中所产生的影响进行更细致地研究,按照余森杰等(2015)的划分方法,将全部样本根据企业的登记注册类型分为国有企业和非国有企业。对国有企业样本进行门槛检验时发现样本不存在门槛,而非国有企业样本的门槛估计值为-0.021、-0.003、0.007, p 值为 0,说明金融市场化对非国有企业杠杆率的影响存在显著门槛效应。

分企业所有制类型的回归结果如表 5 所示:列(1)报告了金融市场化对国有企业杠杆率的影响,从回归结果来看影响并不显著,说明当前金融市场化程度对国有企业去杠杆的影响有限,这与我们之前所讲的国有企业贷款存在预算软约束等“非市场化”原因有关。列(2)至列(5)报告了金融市场化对不同盈利能力区间的非国有企业杠杆率的影响结果。当企业的盈利能力低于-0.022 时,金融市场化对企业的杠杆率影响为负;当企业的盈利能力高于-0.003 时,金融市场化对企业杠杆率的正向影响在 1% 的统计水平下显著。这表明对于非国有企业而言,金融市场化在跨企业的资源配置中起到了明显的作用,即将盈利能力弱企业的资源更多地配置到了盈利能力强的企业,该作用有助于非国有企业结构性去杠杆。因此,从分企业所有制类型的回归结果中可以得出,推进金融市场化改革有助于非国有企业实现结构性去杠杆的目标,但是就目前的金融市场化改革进程而言,还达不到纠正“非市场化”因素导致的跨企业资源错配的程度,国有企业部门去杠杆仍然任重而道远。这也是为什么我国企业部门杠杆率高企,并呈现出明显的结构性特征的一个很重要的原因。

表 5 分企业所有制类型的估计结果与检验

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国有企业	非国有企业			
	无门槛	$Npr < -0.021$	$-0.022 < Npr < -0.003$	$-0.003 < Npr < 0.007$	$Npr > 0.007$
<i>Fmr</i>	-0.010 (0.009)	-0.012** (0.005)	-0.005 (0.009)	0.022*** (0.004)	0.019*** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.236 (0.167)	0.589*** (0.150)	0.208 (0.183)	-0.087 (0.189)	0.101** (0.039)

续表 5 分企业所有制类型的估计结果与检验

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国有企业	非国有企业			
	无门槛	$Npr < -0.021$	$-0.022 < Npr < -0.003$	$-0.003 < Npr < 0.007$	$Npr > 0.007$
观测值	5 039	7 107	4 250	18 856	115 053
R-squared	0.803	0.625	0.845	0.866	0.702
Year dummies	控制	控制	控制	控制	控制
Area×Year dummies	控制	控制	控制	控制	控制
Industry×Year dummies	控制	控制	控制	控制	控制

(三)分地区回归结果分析。考虑到东、中、西部地区之间的金融市场化改革进程可能存在比较大的差异,而地区金融市场化发展差异会对东、中、西部地区企业之间的资源配置效率及企业杠杆率产生不同程度的影响。所以我们将样本分地区进行了研究。首先对东部地区企业样本进行门槛检验,门槛估计值分别为-0.022、-0.003、0.008, p 值为 0,说明金融市场化对东部地区企业杠杆率的影响存在显著门槛效应。门槛值将企业按照不同的盈利能力划分成四个区间,表 6 汇报了在不同盈利能力区间金融市场化对企业杠杆率的影响。从东部地区的回归结果来看,当企业的盈利能力低于-0.022 时,金融市场化对企业杠杆率的影响显著为负;当企业的盈利能力高于-0.022 时,金融市场化对企业杠杆率的影响显著为正。表明金融市场化能够显著提高东部地区跨企业的资源配置效率,资源在盈利能力弱的企业与盈利能力强的企业之间的流转,有助于企业部门实现结构性去杠杆的目标。

表 6 东部地区回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Npr < -0.022$	$-0.022 < Npr < -0.003$	$-0.003 < Npr < 0.008$	$Npr > 0.008$
Fmr	-0.011*(0.004)	0.016*** (0.004)	0.029*** (0.002)	0.016*** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.382*** (0.121)	-0.126 (0.082)	-0.074 (0.065)	0.030 (0.034)
观测值	10 917	16 815	31 362	70 068
R-squared	0.733	0.862	0.746	0.418
Year dummies	控制	控制	控制	控制
Industry×Year dummies	控制	控制	控制	控制

对中部地区企业样本进行门槛检验,门槛估计值分别为 0.002、0.009、0.026, p 值为 0。门槛值将企业样本分成四个区间,表 7 列(1)至列(4)分别汇报了在不同盈利能力区间,金融市场化对企业杠杆率的影响。

从表 7 回归结果来看,金融市场化在任一区间对企业杠杆率都存在显著的负向影响,表明金融市场化对中部地区企业起到了整体去杠杆的作用,但是并没有明显的“结构性”去杠杆的过程。对于盈利能力相对较强的企业而言,其杠杆率反而降低了。说明中部地区的金融市场化程度不足以使资源完全自由地在盈利能力弱与盈利能力强的企业间流动,“非市场化”因素导致企业无法完成“结构性”去杠杆的目标。从西部地区的回归结果来看,金融市场化对企业去杠杆的影响不明显,表明我国当前的金融市场化改革对提高西部地区的跨企业资源配置效率作用十分有限,目前还无法通过市场化手段帮助西部地区企业完成结构性去杠杆的目的。综上,当前金融市场化程度对企业部门结构性去杠杆的影响存在显著的地区差异,具体表现在对东部地区作用明显,对中、西部影响有限。

表 7 中、西部地区回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	中部地区				西部地区
	$Npr < 0.002$	$0.002 < Npr < 0.009$	$0.009 < Npr < 0.026$	$Npr > 0.026$	无门槛
<i>Fmr</i>	-0.052** (0.025)	-0.035 (0.023)	-0.036** (0.015)	-0.066*** (0.006)	0.013 (0.018)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.715*** (0.189)	1.040*** (0.156)	0.827*** (0.124)	1.167*** (0.048)	0.162 (0.179)
观测值	1573	1318	2020	10029	7428
<i>R-squared</i>	0.496	0.551	0.555	0.383	0.872
<i>Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry × Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制	控制

(四)稳健性检验。为了对上述结论的稳健性进行确认,本文加入了企业盈利能力与金融市场的交互项进行最小二乘回归,并同时控制了不同年份、地区以及行业的特性。计量模型如下:

$$Lev_{it} = \beta_0 + \beta_1 Fmr_{it} + \beta_2 x_{it} + \beta_3 Fmr_{it} Npr_{it} + \mu + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

限于篇幅,下表仅汇报了具有代表性的全体样本、国有企业样本以及东部地区样本的回归结果。另外,关于选取样本需要说明的是,本部分没有进行门槛估计因此不必要使用平衡面板,所以为了保留更多的样本使得结果更加具有代表性,本部分使用的是非平衡面板进行回归检验。检验结果分别报告在表 8 列(1)至列(3)中。

表 8 交互项回归结果及检验

Variables	(1)全部样本	(2)国有企业	(3)东部地区	(4)上市公司样本
<i>Fmr</i>	0.010*** (0.001)	-0.003 (0.010)	0.014*** (0.001)	0.004** (0.001)
$Npr \times Fmr (Roe \times Fmr)$	0.042*** (0.009)	0.027 (0.040)	0.019* (0.011)	0.031*** (0.006)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.182*** (0.032)	0.318** (0.147)	-0.051** (0.024)	-0.684*** (0.052)
观测值	186 613	6 913	149 169	7 841
<i>R-squared</i>	0.793	0.830	0.766	0.403
<i>Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry × Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Area × Year dummies</i>	控制	控制	控制	控制

进一步,为了使本文得出的结论更加稳健,我们选取了 CSMAR 数据库 2008-2013 年 A 股所有非金融类上市公司的数据进行验证。在处理数据的过程中,考虑到控制变量中企业经营性风险的计算,只保留了样本期间内连续经营的企业样本,最后得到的总样本量为 8 172,对所有企业层面的样本变量做了 1% 的缩尾处理。此外,考虑到相较于工业企业数据库,CSMAR 数据库企业的财务指标更完善,而企业盈利能力的衡量方式有多种,在上市公司样本中我们使用企业的净资产收益率(ROE)作为新的中间变量代替利润率。以净资产收益率与金融市场化指数的交互项来考察盈利能力在金融市场化影响企业部门去杠杆中所起的作用。控制了年份、地区、行业的回归结果报告在表 8 列(4)。

从表 8 稳健性检验的结果可以得出与上文一致的结论,列(1)和列(3)分别报告了全部企业样本以及东部地区企业样本的回归检验结果,可以看出金融市场化与企业盈利能力的交互项对企业杠杆率影响的回归结果显著为正。表明盈利能力越强,金融市场化对企业杠杆率起到向上的推动作用越大,资源越能够有效地从低效企业流向高效企业,实现跨企业的优化配置。但是

列(2)报告的国有企业的回归结果来看,金融市场化对企业去杠杆的作用不明显。加入企业盈利能力的交互项后,结果仍然不显著。表明就目前国有企业而言,金融资源的跨企业配置还远远没有达到竞争中性,企业部门结构性去杠杆需要继续加强金融市场化改革。列(4)报告了上市公司样本回归结果,改变企业盈利能力的衡量方式后得出的结论与上文一致,不再赘述。

五、进一步机制检验

以上研究结果表明,对于盈利能力强的企业,金融市场化对企业杠杆率的影响显著为正;相反,对于盈利能力弱的企业则该影响显著为负,也就是说金融市场化改革能够帮助企业部门完成结构性去杠杆的政策目标。那么,是什么原因导致这一现象的产生呢?换言之,金融市场化改革促进企业部门结构性去杠杆的作用机制是什么?根据理论部分的分析,本节将以企业资本配置效率作为渠道来进行研究。

借鉴 Wurgler(2000)和简泽等(2018)的方法,企业间资本配置效率用如下方法进行估计:

$$\ln(k_{it}/k_{it-1}) = \alpha + \beta \ln(Pro_{it}/Pro_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, i 表示企业, t 表示时间, k_{it} 表示资本要素投入量, Pro_{it} 表示资本生产率,参照 Banerjee 等(2003),资本生产率用产出资本比的对数来衡量; ε_{it} 是随机扰动项。 β 代表资本配置效率,描述了企业资本生产率每提高 1% 引起的资本要素投资增加的百分比。将全部企业样本按照二分位行业代码进行分类,保留 30 个样本量最多的行业,处理后的样本总量为 147 220。表 9 汇报了企业资本配置效率的分行业估计结果,从估计结果可以看出,对于所选取的每一个行业而言,企业资本要素投入的生产率弹性在统计上都显著为负。表明企业资本要素投入量与资本生产率呈反向关系,这意味着在制造业部门中增加的资本并没有配置到生产率较高的企业中,资源跨企业配置的过程中存在普遍的错配情况。该结论与简泽等(2018)所得出的结论一致。

表 9 企业资本配置效率估计值

编号	行业代码	资本配置效率	编号	行业代码	资本配置效率
1	06	-1.147***	16	29	-1.063***
2	08	-0.916***	17	30	-1.036***
3	13	-0.926***	18	31	-1.027***
4	14	-0.873***	19	32	-1.081***
5	15	-0.822***	20	33	-0.862***
6	17	-0.952***	21	34	-0.892***
7	18	-0.913***	22	35	-0.910***
8	19	-0.941***	23	36	-0.867***
9	20	-0.985***	24	37	-0.946***
10	21	-0.915***	25	38	-0.914***
11	22	-1.122***	26	39	-0.919***
12	23	-0.937***	27	40	-0.829***
13	24	-0.850***	28	41	-0.848***
14	26	-1.080***	29	42	-0.774***
15	27	-0.747***	30	44	-0.871***

进一步,为了研究金融市场化、资本配置效率与企业杠杆率三者之间的关系,参照 Baron 和 Kenny(1986)的方法建立如下中介效应模型:

$$Lev_{it} = a_0 + a_1 Fmr_{it} + a_2 Fmr_{it} Npr_{it} + X_{it} \delta + \mu + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\beta_{it} = b_0 + b_1 Fmr_{it} + X_{it} \delta + \mu + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Lev_{it} = c_0 + c_1 Fmr_{it} + c_2 \beta_{it} + c_3 \beta_{it} Npr_{it} + X_{it} \delta + \mu + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

表 10 报告了检验结果。其中,列(1)是对(8)式的估计结果;列(2)报告了(9)式的回归结果;列(3)则给出了将中介变量 β 代入到(10)式进行估计的结果。可以看出金融市场化显著提高了跨企业资本配置效率。与列(1)的回归结果相比,当列(3)中加入中介变量 β 后系数 c_1 的显著性明显降低,表明金融市场化与企业杠杆率之间存在中介效应,并且通过交互项的回归系数可以看出,资本配置效率的提高显著促进了盈利能力强企业加杠杆,验证了我们在理论部分提出的假设 2,

即金融市场化通过提高跨企业资本配置效率促进了企业部门的结构性去杠杆,提高了盈利能力强企业的杠杆率,降低了盈利能力弱的企业的杠杆率。

六、主要结论与政策启示

“稳增长”与“控杠杆”的双重目标为当前政策制定者带来了较大的挑战,要以防范系统性金融风险为目标,同时在去杠杆的过程中兼顾经济发展的稳定性。本文旨在讨论金融市场化改革是否有利于促进我国企业部门结构性去杠杆。首先从理论上,以企业的盈利能力作为划分杠杆风险的指标,金融市场化过程使得资源跨企业配置效率提高。

低效企业可获得的资源减少,杠杆率降低,高效企业可获得的资源增加,杠杆率提高,这一降一增的过程从整体上降低了企业部门杠杆率的风险。然后从实证上,以企业的盈利能力作为门槛变量,采用2008—2013年间工业企业数据库的数据实证检验了理论部分提出的假设。进而通过实证研究得出以下结论:(1)金融市场化对企业杠杆率的影响呈现非线性特征。具体而言,资源在跨企业配置的过程中,一方面会降低低效企业的杠杆率;另一方面会提高高效企业的杠杆率。但是,由于企业的国有性质,以及预算软约束等“非市场化”原因的存在,当前金融市场化程度对部分盈利能力水平很低甚至一直为负企业的去杠杆影响并不显著。(2)金融市场化对不同所有制形式的企业去杠杆作用表现出差异性。目前金融市场化进程对提高国有企业之间的资源配置效率作用不明显,资源跨企业流动受限,导致国有企业部门无法完成结构性去杠杆的政策目标。而对于非国有企业,金融市场化改革则比较有效地实现了跨企业的资源优化配置,促进了这部分企业结构性去杠杆。(3)金融市场化对不同区域的企业去杠杆作用表现出差异性。具体而言对东部地区企业结构性去杠杆的作用较大,对中西部地区的企业影响有限。

基于以上结论,本文提出以下几点政策建议:第一,加快金融市场化改革进程。大力支持优质民营银行的发展,促进银行业之间的竞争,从而更大限度地利用市场配置资源,让资源在企业与企业之间自由地流动,从而减少信贷错配。第二,纠正国有企业的预算软约束,减少政府为企业的托底行为。企业是否具有存续再造价值要坚持市场判定原则,由市场区分“好苹果”和“烂苹果”。在银行信贷方面要完善企业的信用评级机制,根据企业的实际盈利能力与资产状况发放信贷,既可以减少银行坏账,也可以使真正有能力有资质的企业获得资金,降低信贷风险。第三,着眼于改革、发展与稳定三者的统一,稳中求进。避免对去杠杆问题实行“一刀切”的措施,从而产生较大的经济波动。要具体问题具体分析,对于部分发展良好的民营企业要增加其信贷配给,继续支持其发展;而对于部分发展状况不好的企业则可以通过破产重组或者收购等方式完成去杠杆。第四,要加快中、西部地区金融市场化改革进程,降低中、西部地区企业的信贷错配程度,优化杠杆结构,降低杠杆风险。

参考文献:

- [1]邓建平,曾勇. 政治关联能改善民营企业的经营绩效吗[J]. 中国工业经济,2009,(2): 98-108.
[2]方军雄. 市场化进程与资本配置效率的改善[J]. 经济研究,2006,(5): 50-61.

表 10 影响机制检验结果

	(1)Lev	(2) β	(3)Lev
<i>Fmr</i>	-0.019*** (0.001)	0.001*** (0.000)	-0.014* (0.001)
<i>Fmr</i> × <i>Npr</i>	0.045*** (0.011)		
β			-0.130*** (0.140)
β × <i>Npr</i>			1.508*** (0.023)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.657*** (0.019)	-0.964*** (0.002)	0.314*** (0.127)
观测值	147 220	147 220	147 220
<i>R-squared</i>	0.725	0.004	0.775

- [3]冯明. 宏观债务管理的政策框架及其结构性去杠杆[J]. 改革, 2016, (7): 104-114.
- [4]简泽, 徐扬, 吕大国, 等. 中国跨企业的资本配置扭曲: 金融摩擦还是信贷配置的制度偏向[J]. 中国工业经济, 2018, (11): 24-41.
- [5]李扬, 张晓晶, 常欣, 等. 中国主权资产负债表及其风险评估(上)[J]. 经济研究, 2012, (6): 4-19.
- [6]刘贯春, 张军, 刘媛媛. 融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J]. 世界经济, 2018, (1): 148-73.
- [7]聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5): 142-158.
- [8]饶品贵, 姜国华. 货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究[J]. 经济研究, 2013, (1): 68-82, 150.
- [9]盛明泉, 张敏, 马黎珺, 等. 国有产权、预算软约束与资本结构动态调整[J]. 管理世界, 2012, (3): 151-157.
- [10]王聪, 林桂军, 王巍. 金融业市场化与民营企业出口[J]. 世界经济研究, 2018, (2): 74-83.
- [11]王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告-2016[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [12]王永剑, 刘春杰. 金融发展对中国资本配置效率的影响及区域比较[J]. 财贸经济, 2011, (3): 54-60.
- [13]王宇伟, 盛天翔, 周耿. 宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率[J]. 金融研究, 2018, (1): 36-52.
- [14]伍戈, 李斌. 货币数量、利率调控与政策转型[M]. 北京: 中国金融出版社, 2016.
- [15]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, 113.
- [16]张斌, 何晓贝, 邓欢. 不一样的杠杆——从国际比较看杠杆上升的现象、原因与影响[J]. 金融研究, 2018, (2): 15-29.
- [17]张庆君, 苏明政, 闵晓莹. 市场化能提高金融资源配置效率吗?[J]. 会计与经济研究, 2014, (3): 92-103.
- [18]张晓晶, 常欣, 刘磊. 结构性去杠杆: 进程、逻辑与前景——中国去杠杆 2017 年度报告[J]. 经济学动态, 2018, (5): 16-29.
- [19]钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫. 我国企业债务的结构性问题[J]. 经济研究, 2016, (7): 102-117.
- [20]Banerjee A V, Duflo E, Munshi K. The(Mis)allocation of capital[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(2-3): 484-494.
- [21]Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [22]Brandt L, van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [23]Cecchetti S G, Mohanty M S, Zampolli F. The real effects of debt[R]. Bank of International Settlement. Working Paper No.352.
- [24]de Miguel A, Pindado J. Determinants of capital structure: New evidence from Spanish panel data[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2001, 7(1): 77-99.
- [25]Diamond D W. Financial intermediation and delegated monitoring[J]. *Review of Economic Studies*, 1984, 51(3): 393-414.
- [26]Flannery M J, Rangan K P. Partial adjustment toward target capital structures[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(3): 469-506.
- [27]Greenwood J, Jovanovic B. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): 1076-1107.
- [28]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [29]King R G, Levine R. Finance and growth: Schumpeter might be right[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3): 717-737.
- [30]Levine R. Law, finance, and economic growth[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 1999, 8(1-2): 8-35.
- [31]McKinnon R I. Money and capital in economic development[M]. Washington: Brookings Institution Press, 1973.
- [32]Shaw E S. Financial deepening in economic development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.

- [33]Wu L S, Yue H. Corporate tax, capital structure, and the accessibility of bank loans: Evidence from China[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33(1): 30–38.
- [34]Wurgler J. Financial markets and the allocation of capital[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1-2): 187–214.

Has Financial Marketization Promoted Structural Deleveraging in the Corporate Sector? Evidence from Chinese Manufacturing Companies

Li Juan, Yang Jingjing, Lai Mingyong

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Summary: Since the outbreak of the financial crisis in 2008, China's leverage ratio has surged, especially in the corporate sector, which has created great hidden dangers for the economic development of our country. Deleveraging is an important measure to prevent and resolve systemic financial risks. Particularly, although the economy of our country is currently operating smoothly, it is also facing downward economic pressure due to some domestic and foreign factors. To properly handle the relationship between “deleveraging” and “stable growth”, it is necessary to not only continue deleveraging so as to prevent accumulative risks, but also prevent the intensive risk outbreak of high-indebted companies, and avoid the need for reasonable investment and financing of low-indebted companies being not satisfied. For this reason, the central government proposed “structural” deleveraging. How to accomplish the goal of structural deleveraging has become the focus of the government and academic circles. This paper demonstrates how financial marketization promotes structural deleveraging in the corporate sector from a theoretical and empirical perspective. Theoretical analysis shows that financial marketization improves the efficiency of cross-enterprise resource allocation so that more resources flow to profitable companies, which promotes the structural deleveraging of the corporate sector in the process of resource mobility between strong and weak companies. In order to verify the hypothesis proposed in the theoretical part, this paper uses the data from the industrial enterprise database from 2008 to 2013 to empirically examine the impact of financial marketization on corporate leverage. By using the panel threshold regression, we analyze the impact of financial marketization on the structural deleveraging of corporate sector. Taking the profitability of enterprises as the threshold, the empirical results show that: (1) Financial marketization has a non-linear impact on corporate leverage by adjusting the allocation of credit resources: On the one hand, financial marketization will reduce the leverage of companies with weak profitability, which will increase the leverage ratio of companies with strong profitability, and achieve the goal of structural deleveraging in the corporate sector in the process of one reduction and one increase. However, this process will be affected by “non-marketization” factors such as soft budget constraints. (2) Financial marketization has little effect on the structural deleveraging of state-owned enterprises, and has a significant impact on non-state-owned enterprises. (3) Financial marketization can obviously promote the structural deleveraging of corporate sector in the eastern region, and the impact on the central and western regions is limited. Therefore, in the “deleveraging” process of supply-side reforms, special attention should be paid to the structural nature of leverage within the corporate sector, to reduce cross-enterprise resource misallocation caused by non-marketization factors, and to accelerate the process of financial marketization in the central and western regions.

Key words: financial marketization; cross-enterprise allocation of resources; structural deleveraging; threshold effect

(责任编辑 石头)