

市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆

蒋灵多，陆毅

[摘要] 防范化解重大风险的重点在于防控金融风险，而结构性去杠杆则是防控金融风险的主要抓手，其中国有企业去杠杆被提上国家战略高度。本文基于拓展的理论模型及1998—2007年中国制造业国有企业数据，从市场竞争视角探讨国有企业高杠杆的可能成因。理论推导得知，在市场竞争加剧的背景下，银行对国有企业的软预算约束会推高国有企业杠杆率；以外资管制放松政策为准自然实验的DID模型分析表明，外资管制放松使得国有企业杠杆率显著提高，进一步分析表明该政策效应不具有经济基本面支撑且违背了市场规律，原因在于银行对国有企业实行软预算约束进而实现对国有低效率企业的保护，不利于国有企业中僵尸企业的退出。政府在深化国有企业改革并推动国有企业去杠杆时应遵循市场经济规律和企业发展规律，在扩大对外开放的同时应加快国内体制改革的进程，更多地让市场机制实现“优胜劣汰”。

[关键词] 市场竞争；外资管制放松；软预算约束；国有企业高杠杆

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)11-0155-19

一、引言

2017年12月的中央经济工作会议强调，未来三年要重点抓好决胜全面建成小康社会的防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治三大攻坚战。其中，防范化解重大风险位居首位，而打好防范化解重大风险攻坚战，重点是防控金融风险。2018年4月，中央财经委员会第一次会议在京召开，会议就如何打好防范化解金融风险攻坚战做出进一步指示，会议指出，“要以结构性去杠杆为基本思路，分部门、分债务类型提出不同要求，地方政府和企业特别是国有企业要尽快把杠杆降下来，努力实现宏观杠杆率稳定和逐步下降。”诚然，积极稳妥降低国有企业杠杆率是现阶段供给侧结构性改革的中心内容，是国有企业深化改革及经济转型升级的助推剂，但核心问题在于企业高杠杆的成因何在？只有知晓这一问题，企业去杠杆才能做到有的放矢。

[收稿日期] 2018-07-17

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“全球价值链与中国贸易竞争力研究”（批准号71433002）；国家自然科学基金面上项目“异质企业框架下贸易自由化的福利效应评估与福利增进型贸易政策研究”（批准号71573278）。

[作者简介] 蒋灵多，对外经济贸易大学国际经济贸易学院讲师，经济学博士；陆毅，清华大学经济管理学院教授，博士生导师，经济学博士。通讯作者：陆毅，电子邮箱：luyi@sem.tsinghua.edu.cn。本文系清华大学中国经济社会数据研究中心“如何有效推进去产能与结构性去杠杆”项目的阶段性成果，得到“中华思源工程扶贫基金会闽善公益基金”的资助。感谢中国人民大学谷克鉴教授、厦门大学陈勇兵教授、南开大学杨光副教授及前期给予本文建设性意见的各位老师，感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

自2008年美国金融危机爆发之后,中国非金融部门杠杆率迅速攀升并位于全球较高水平,究其根源在于非金融企业部门的高杠杆率^①。因此,中国宏观经济去杠杆的要害在于企业去杠杆。然而,针对企业去杠杆的分析不能脱离中国经济转型这一发展背景,黄玖立和冼国明(2009)指出,企业与银行改革不同步使得金融资源在不同所有制企业间的配置存在扭曲。在以国有商业银行为主的高度集中的金融体制下,银行的贷款主要由国家政策主导,信贷分配存在体制性主从次序,国内大部分金融资源流向国有企业,而民营企业面临严重的融资约束(Huang,2003;Song et al.,2011)。简言之,中国金融体制发展相对滞后使得中国企业杠杆存在结构失衡,银行对国有企业的软预算约束^②使得国内金融资源更多地分配给国有企业,进而可能推动国有企业杠杆率的提升。已有文献研究表明,国有企业的负债率水平远远高于民营企业与外资企业的负债率水平(钟宁桦等,2016;蒋灵多,2018)。国家金融与发展实验室理事长李扬在2017年长安讲坛上也强调^③,国有企业杠杆率过高是中国债务问题的关键所在。

事实上,自“去杠杆”被列为2016年五大经济任务之一以来,国内涌现了大量关于经济去杠杆的研究文献,但主要是关注经济杠杆率或企业杠杆率的特征事实、形成原因与治理的定性分析(王宇和杨婷,2016;任泽平和冯贊,2016;钟宁桦等,2016;张晓晶和常欣,2017)。上述文献表明,中国企业杠杆率存在行业结构性差异,金融业与周期性行业的杠杆率较高,而新兴产业与消费服务业的杠杆率较低^④,1998—2013年企业整体存在去杠杆趋势,但大型、国有、上市企业仍呈现加杠杆趋势(任泽平和冯贊,2016;钟宁桦等,2016)。经济高杠杆的成因主要包括:信用货币退出机制缺失与长期量化宽松政策加剧货币超发;全球化红利衰减与制造业供需失衡加剧产能过剩;经济增长对出口与投资过度依赖导致负债向企业部门集中;经济刺激计划及对国有企业的政策扶持。王宇和杨婷(2016)指出,清理过剩产能、保持稳健的货币政策以及通过金融去杠杆带动实体经济去杠杆是稳妥推进经济去杠杆的有效路径。而国外相关文献则更多从企业层面探讨企业高杠杆率对其行为绩效的影响,研究表明,较高的财务杠杆对企业行为绩效具有显著的负向效应(Ghosh,2008;Matsa,2011;Phillips and Sertsiros,2013;Kini et al.,2016),同时Schularick and Taylor(2012)从宏观层面指出,信贷增长与杠杆率的迅速提高往往是金融危机爆发的前兆,但鲜有文献探讨企业高杠杆的成因及如何降低杠杆率的问题。

上述文献为理解国内杠杆率现状、形成机制及治理提供了较为丰富而深刻的见解,但目前对于中国企业尤其是国有企业杠杆率居高不下的成因仍主要聚焦在定性分析上,缺乏较为严谨的理论机制分析及数据支撑。虽然关于如何推进企业去杠杆,国务院早在2016年10月发布的《关于积极

① 各国不同部门的杠杆率(信贷占GDP比重)数据可从国际清算银行网站(<https://www.bis.org/statistics/totcredit.htm?m=6%7C380%7C669>)获得。

② 广义的软预算约束是指当一个经济组织遇到财务困境时,通过借助外部组织的救助得以继续生存的一种经济现象。而对于企业面临的软预算约束,Kornai(1986)归纳了4种软预算约束形式,具体包括:软补贴(Soft Subsidies)、软税收(Soft Taxation)、软信贷(Soft Credit)、软行政价格(Soft Administrative Prices)。文中指出,软预算约束与硬预算约束的划分并不在于税率或利率等的高低,而是在于实施规则是否统一且被严格执行,若不同企业面临差别税率或利率等,则表示存在软预算约束。

③ 参见李扬:《杠杆率:基于国家资产负债表的分析》,中国经济50人论坛第313期长安讲坛,2017年5月11日(<http://www.50forum.org.cn/home/article/detail/id/6936.html>)。

④ 周期性行业包括建筑、房地产、钢铁、电力及公共事业等行业,新兴产业包括医药、电子元器件、计算机、传媒等行业,消费服务业包括餐饮旅游、农林渔牧、食品饮料等行业。

稳妥降低企业杠杆率的意见》(国发[2016]54号)明确指出,要以市场化、法治化方式,通过推进兼并重组、盘活存量资产、优化债务结构等,积极稳妥降低企业杠杆率。但目前关于企业尤其是国有企业杠杆率为何居高不下这一问题仍为一个黑匣子(Black Box)。鉴此,本文拟从市场竞争角度,以外资管制放松政策为例,通过构建科学的理论与计量模型探讨国有企业高杠杆的可能成因,在对国有企业加杠杆趋势提供解释的同时,为推动结构性去杠杆、国有企业深化改革以及推动中国经济的持续健康发展提供有益思考与借鉴。

区别于现有研究,本文可能的边际贡献在于:①率先单独从国有企业视角探讨企业高杠杆问题,国有企业杠杆率过高是中国债务问题的关键所在,因此对国有企业杠杆率的深入研究为深化国有企业改革及推动经济去杠杆具有较大的参考价值;②首次通过构建较为科学合理的理论与计量模型探讨国有企业高杠杆的成因,现有文献对于经济及企业高杠杆的成因主要停留在较为空泛主观的定性分析上,本文的研究可为结构性去杠杆提供更准确且具针对性的政策启示;③首次从市场竞争视角探讨企业高杠杆的可能成因,具体地,以外资管制放松政策为准自然实验,探讨市场竞争加剧是否助推了国有企业高杠杆及其可能的影响机制,本文研究是对现有相关文献的有益补充。

其余部分结构安排如下:第二部分是理论机制,阐述市场竞争助推国有企业高杠杆的可能机制;第三部分是外资管制放松政策与特征事实分析;第四部分是模型设定与计量分析;第五部分是进一步分析与内在机制检验;第六部分是结论与政策启示。

二、理论机制

在构建理论框架之前,首先阐述外资进入与市场竞争之间的关系。从产业组织角度看,外资的大量涌入可能存在两种市场效应,分别为竞争效应和反竞争效应。一方面,外资进入使得国内行业内市场竞争加剧,国内本土企业赚取的经济利润减少,行业内市场集中度下降(Driffeld,2001;江小涓,2002);另一方面,外资企业的资金和技术等优势使其在东道国具有垄断势力,使得外资主导的市场势力增大,行业内市场集中度提高(陈甬军和杨振,2012)。但无论外资进入带来的是何种市场效应,对本土企业尤其是对本土低效率企业而言,其生存空间均受到挤压。而相对于民营企业,国有企业会受到更大的外资竞争冲击(包群等,2015)。

中国为履行加入WTO时所作出的承诺和优化外商投资结构,逐步放宽了外商投资的准入限制,允许和鼓励外商投资进入国内更多的行业,使国内企业面临的市场竞争加剧。为进一步探讨市场竞争对国有企业杠杆率的可能作用机制,本文主要基于Christiano et al.(2014)的理论模型框架,以外资管制放松政策加剧市场竞争为例进行理论模型拓展分析。

具体地,类似于Christiano et al.(2014)的模型设定,本文假定企业*i*的资本结构如下所示:

$$A_i = N_i + B_i \quad (1)$$

其中, A_i 为企业总资产, N_i 为企业自有资本, B_i 为企业借款,则企业*i*的杠杆率^①可表示为:

$$L_i = A_i / N_i \quad (2)$$

当企业存在借款时,企业的杠杆率 $L_i > 1$ 。假定企业进行生产活动所获得的最大单位利润是 R^k ,且并非所有企业均可以获得最大的单位利润 R^k 。鉴于企业的盈利能力存在异质性,假定企业盈利

^① 为了同Christiano et al.(2014)中理论模型的表述一致,文中理论模型部分采用企业总资产与自有资本的比值($L=A/N$)来表示企业的杠杆率,而在中国的实际应用中,更多地采用企业负债率即企业总负债与总资产的比值($L'=B/A$)来表示企业杠杆率,事实上,存在 $L'=1-L$,即 L' 与 L 同方向变动。

能力 ω 是企业生产率 TFP 的函数,且生产率越高的企业具有更高的盈利能力。由此可得生产率为 TFP_i 的企业所获得单位利润是 $\omega(TFP_i)R^k$,其中 $\frac{\partial \omega}{\partial TFP} > 0$ 。

据此,企业 i 进行生产的条件为:

$$\omega(TFP_i)R^k A_i \geq R^l B_i \quad (3)$$

其中,不等式(3)式左边表示总资产为 A_i 的企业总生产利润,等式右边表示企业的贷款成本, R^l 为企业贷款的名义利率,由市场外生给定。只有当企业的生产利润不低于其贷款利息时,企业才会选择生产。由此可知,企业 i 进行生产的临界盈利水平 ω^* 为:

$$\omega^*(TFP_i^*) = \frac{R^l B_i}{R^k A_i} = \frac{R^l B_i / N_i}{R^k A_i / N_i} = \frac{R^l (L_i - 1)}{R^k L_i} = \frac{R^l}{R^k} \left(1 - \frac{1}{L_i}\right) \quad (4)$$

假定某一行业外资管制放松之后,会有更多的外资企业进入本国市场并同时服务于本国消费者。行业内企业数目增大,行业内市场竞争加剧,使得行业内企业的单位生产利润 R^k 降低,即 $\frac{\partial R^k}{\partial regulation} > 0$, $regulation$ 用以衡量外资的管制程度, $regulation$ 越大,外资管制越严格。

在不存在软预算约束的条件下, L_i 保持不变。结合(4)式及 $\frac{\partial R^k}{\partial regulation} > 0$,可得 $\frac{\partial \omega^*}{\partial regulation} < 0$ 及 $\frac{\partial TFP^*}{\partial regulation} < 0$ 。即外资管制放松使得行业内企业进行生产的临界盈利水平(生产率水平)增大,进而迫使行业内低效率企业退出市场。

然而,在现实背景下,由于中国企业与银行改革不同步使得金融资源在不同所有制企业间的配置存在扭曲(黄玖立和冼国明,2009),同时,国有企业承载着保障就业与经济增长等政策性负担,因此国有企业往往可以获得来自银行与政府的软预算约束。当国有企业经营面临困难时,政府或银行会为国有企业提供软补贴、软税收与软信贷等,以维持国有企业的正常运营。

从上述模型看,尽管各企业面临的贷款利率 R^l 由市场外生给定,但在国有银行主导的金融体制下,市场利率并没有被统一地严格执行,即不同所有制企业面临的真实贷款利率存在差异。由于国有企业信贷往往存在政府隐性担保和兜底,商业银行倾向于以低于市场利率的价格 R^{LSOE} ($R^{LSOE} < R^l$) 为国有企业提供信贷支持,使得国有企业生产的临界盈利能力低于正常的临界盈利能力水平,即:

$$\omega_i^{SOE^*}(TFP_i^*) = \frac{R^{LSOE}}{R^k} \left(1 - \frac{1}{L_i}\right) < \frac{R^l}{R^k} \left(1 - \frac{1}{L_i}\right) = \omega^*(TFP_i^*) \quad (5)$$

此时,低效率国有企业可以存活于市场。另外,当国有企业获得的信贷利率低于市场利率水平时,这会刺激国有企业信贷需求,使国有企业杠杆率 L_i 上升,使得(5)式左边国有企业进行生产的临界盈利能力提高。但只要满足国有企业杠杆率提高引致其临界盈利能力提高的边际效应低于优惠利率引致的其临界盈利能力降低的边际效应,低效率国有企业仍可以留存在市场^①。

综上,在不存在软预算约束条件下,外资管制放松使得行业内企业数目增大,行业内竞争程度加剧,促使企业进行生产的盈利能力门槛值提高,一部分低效率企业退出市场。但在中国目前的金融体制下,国有企业往往面临软预算约束,为维持低效率国有企业存活于市场,商业银行往往对国有企业提供低于市场利率的信贷支持,从而推高了国有企业的杠杆率。因此,由上述模型可以得到如下命题:

^① 这一理论分析与现实情况较为相符,尽管不少国有企业的盈利能力较低,鉴于其能获得较大的优惠信贷,平均资金成本较低,使得该部分企业在不断加杠杆的情况下仍能存活。

命题:在国有企业存在软预算约束条件下,外资管制放松引致的市场竞争加剧会推动国有企业杠杆率的提高。

三、外资管制放松政策与特征事实分析

1. 外资管制放松政策与开放产业识别

随着经济全球化与中国改革开放的不断深入,中国的外商投资呈指数化增长。为了指导外商投资方向,使外商投资能更好地服务于中国国民经济与社会发展,根据国家有关外商投资的法律规定和产业政策要求,国家计划委员会、国家经济贸易委员会、对外贸易经济合作部于1995年6月共同制定了《指导外商投资方向暂行规定》,并结合该规定编制了《外商投资产业指导目录》(以下称《指导目录》)。该《指导目录》根据开放程度大小将外商投资项目划分为鼓励、允许、限制和禁止四类。除允许类外,鼓励、限制和禁止类的外商投资项目在《指导目录》中均被列出,其他未列入的项目均为允许类外商投资项目。

自《指导目录》于1995年被首次提出以来,根据国家经济技术的发展情况,依次历经1997年、2002年、2004年、2007年、2011年等多次修订调整。由于1997年、2011年及之后的修订不在本文的研究样本期间内,而2007年修订的《指导目录》于2007年12月才开始施行,因此,本文研究期间主要包含2002年与2004年的两次调整,通过比较核对发现,2002年修正后的《指导目录》相较于1997年的《指导目录》做了较大幅度调整,而2004年修正后的《指导目录》只在2002年《指导目录》基础上做了微幅调整^①。因此本文主要考察2002年《指导目录》调整引起的外资管制放松对国有企业杠杆率的影响。

为了识别《指导目录》调整对不同行业国有企业杠杆率的影响差异,通过比较核对2002年《指导目录》与1997年《指导目录》可知,每个产业目录会发生三种可能的变动,即外资开放程度增大、外资开放程度减小、外资开放程度不变。由于《指导目录》中列入的是更为细分的产业名称目录,而企业数据库中包含的是行业代码目录,为便于数据合并与外资开放行业的识别,文中根据2002年《国民经济行业分类》标准将《指导目录》中细分的产业名称目录归并为标准的四位行业代码目录。借鉴Lu et al.(2017)与蒋灵多等(2018)的处理方法,分别得到外资开放程度增大行业、外资开放程度减小行业、外资开放程度不变行业以及外资开放程度混合变动行业^②。具体地,在424个制造业四位行业中,有298个行业的外资开放程度不变,在其他126个外资开放程度变动行业中,有113个行业的外资开放程度增大,外资开放程度减小行业与外资开放程度混合变动行业分别为9个和4个。鉴于本文主要研究外资管制放松政策引致的市场竞争加剧对国有企业杠杆率的影响,文中将外资开放程度混合变动和外资开放程度减小的行业样本剔除,由此得到411个行业样本,其中,将113个外资开放程度增大的行业视为处理组,将其他298个外资开放程度不变的行业视为对照组。

2. 数据来源与说明

本文数据主要来源于1998—2007年中国工业企业数据库,为尽量保持数据完整性并降低误

^① 具体来看,相较于2002年《指导目录》,2004年《指导目录》在鼓励类项目中新增了2个产业(由2002年的允许类转为2004年的鼓励类),减少了7个产业(由2002年的鼓励类转为2004年的允许类),而限制类和禁止类的产业条目均未发生变化,总体变动幅度为2.12%(9/424)。鉴于外资开放程度增大的行业只有2个,仅占研究样本(剔除外资开放程度减小的行业样本)的0.48%(2/417),因此文中不予考虑2004年的《指导目录》调整。

^② 若同一四位行业既包含外资开放程度增大的产业又包含外资开放程度减小的产业,则将该行业定义为外资开放程度混合变动行业。

差,借鉴蒋灵多等(2018)的数据说明,对中国工业企业数据库进行如下处理:①为了尽可能保留完整的企业样本,本文根据会计准则对涉及到的重要变量缺失值进行填补,如企业总资产缺失值采用“企业负债+企业所有制权益”进行替换填补(Brandt et al.,2014)。②借鉴 Brandt et al.(2012)的做法依次根据不同的变量对中国工业企业数据库进行不同年份的跨期匹配。③鉴于数据库中包含非正常经营和数据统计错误的企业,遵循常用剔除程序剔除以下观测样本:主要变量缺失和雇员人数小于8的企业以及不符合一般会计准则的企业。④为了得到企业经营变量的实际值,对主要变量进行价格指数平减。采用省份层面的消费价格指数和投资价格指数对工资与资本等变量进行价格指数平减^①。⑤由于中国在2002年重新调整了行业代码标准,为了使行业代码各年份保持一致,对行业代码进行调整。⑥本文的主要研究对象为29个制造业行业的国有企业样本,若使用其他数据样本进行分析时会另行说明。

另外,值得一提的是对于不同所有制企业的识别,参照蒋灵多等(2018)的标准,国有企业具体包括:①登记注册类型为110国有企业、141国有联营企业、143国有与集体联营企业、151国有独资企业。②对于登记注册类型为130股份合作企业、150其他有限责任公司、160股份有限公司的三类企业,根据企业实收资本判定其是否为国有企业,国有资本金占实收资本比重高于50%的企业为国有企业;将外商和港澳台资本金占实收资本比重不低于25%的企业定义为外资企业(聂辉华等,2012);其余企业定义为民营企业。

3. 国有企业杠杆率特征事实分析

(1)企业杠杆率的指标测算。通俗地讲,企业杠杆率即为企业资产负债率^②,是一个企业资产负债表上的风险与资产之比。企业杠杆率是主要用于衡量企业负债风险的指标,可从侧面反映一个企业的还款能力。对于企业杠杆率的测算,本文借鉴已有文献的相关测算方法,采用企业的资产负债率来衡量,即采用企业总负债对企业总资产的之比来表示(钟宁桦等,2016;Fotopoulos and Louri,2004)。同时,为了更清楚地分析企业债务结构变动,文中进一步将企业杠杆率细分为企业短期杠杆率与企业长期杠杆率。其中,企业短期杠杆率采用企业短期负债对企业总资产之比来表示;企业长期杠杆率采用企业长期负债对企业总资产之比来表示。

(2)企业杠杆率的特征事实:①不同所有制的企业杠杆率特征。表1呈现了不同所有制企业及总体企业杠杆率随年份变动的特征事实。表中数据显示,总体企业平均杠杆率为59.90%,且随年份呈现明显的下降趋势,企业平均杠杆率由1998年的66.26%降至2007年的55.84%,下降了10.42个百分点;从不同所有制企业的杠杆率看,国有企业的杠杆率远远高于非国有企业的杠杆率,具体地,国有企业的平均杠杆率为77.54%,而民营企业与外资企业的平均杠杆率分别为59.13%与52.78%;不同所有制的杠杆率在研究样本期间均呈明显下降趋势。②国有企业不同样本的杠杆率特征。2017年的全国金融工作会议强调“为防范化解系统性金融风险,要推动经济去杠杆,要把国有企业降杠杆作为重中之重,抓好处置‘僵尸企业’工作^③”,强调了国有企业降杠杆在“去杠杆”经济任务中的核心地位。鉴于国有企业高杠杆是中国债务问题的关键所在,本文主要对国有企业的杠杆率进行进一步详细分析。

① 消费和投资价格指数源于《中国统计年鉴》,在国家统计局公布的各省份各类价格指数中,西藏大部分年份的价格指数缺失,因此文中剔除西藏的企业样本;产出和中间品价格指数源于Brandt et al.(2014)公布的数据。

② 为便于行文理解与表达流畅,文中的杠杆率与负债率互换使用。

③ 全国金融工作会议内容来源于中国政府网(http://www.gov.cn/xinwen/2017-07/15/content_5210774.htm)。

表1 不同所有制企业杠杆率的特征事实 单位: %

年份	外资企业	国有企业	民营企业	总体平均
1998	54.75	76.79	64.42	66.26
1999	54.90	77.89	63.39	65.71
2000	55.15	80.25	63.29	65.62
2001	53.32	79.40	61.02	62.83
2002	52.58	77.13	59.76	60.78
2003	52.86	77.21	59.29	59.83
2004	53.36	79.06	60.01	59.88
2005	52.04	74.25	57.69	57.35
2006	51.27	73.96	56.85	56.40
2007	51.54	70.91	56.38	55.84
总体平均	52.78	77.54	59.13	59.90

表2分别就不同债务期限与不同行业分类^①报告了国有企业杠杆率水平及变动趋势。根据表2第2、3列可知,国有企业高杠杆主要体现在国有企业的短期杠杆率上,国有企业的平均短期杠杆率为63.16%,而平均长期杠杆率为13.19%。从纵向比较看,国有企业短期杠杆率在研究样本期间呈现先缓慢递增后逐步递减的变动趋势,但整体上保持较稳定的杠杆水平;国有企业长期杠杆率则呈不断下降趋势,由1998年的14.90%降至2007年的9.05%,下降了5.85个百分点,降幅明显。结合表2第4—6列可知,总体而言,劳动密集型行业的国有企业杠杆率高于资本技术密集型行业的国有企业杠杆率,装备制造业与非装备制造业在研究样本初期国有企业杠杆率比较接近,但在研究样本后期,装备制造业国有企业杠杆率高于非装备制造业国有企业杠杆率。从变动趋势看,劳动密集型行业与非装备制造业的国有企业杠杆率下降趋势明显,而装备制造业国有企业杠杆率的整体变动不明显。

国有企业去杠杆是经济去杠杆的重中之重,而僵尸企业的妥善处置则是国有企业去杠杆的“牛鼻子”。僵尸企业是指那些丧失盈利能力,依靠自己无法继续经营、应该破产但又没有实施破产的企业(聂辉华等,2016;申广军,2016)。其主要依靠政府的补贴或银行的持续信贷得以在市场上维持生存。关于僵尸企业的识别,目前仍处于不断完善的过程中,学术界尚未形成一个被统一认可且不被诟病的识别标准^②。但目前普遍的僵尸企业识别方法均将企业的负债率指标作为衡量指标之一,为了避免得到内生性的描述结果,文中将企业盈利能力作为僵尸企业的识别标准^③,分别将连续两年净利润为负以及连续三年净利润为负的企业定义为僵尸企业,进而得到国有企业样本中僵尸企业与非僵尸企业的杠杆率水平。

根据表3的数据可知,无论是何种识别标准,国有企业中僵尸企业的杠杆率远远高于非僵尸企业的杠杆率,非僵尸企业的平均杠杆率不及70%,而僵尸企业的平均杠杆率在90%以上甚至超过

① 劳动密集型行业与资本技术密集型行业的划分标准参照蒋灵多和陆毅(2017)。文中将资本技术密集型行业分为装备制造业与非装备制造业,其中,将金属制品业(34),通用设备制造业(35),专用设备制造业(36),交通运输设备制造业(37),电气机械及器材制造业(39),通信设备、计算机及其他电子设备制造业(40),仪器仪表及文化、办公用机械制造业(41)定义为装备制造业;将其他资本技术密集型行业定义为非装备制造业。

② 关于现有文献中较为普遍使用的僵尸企业识别方法的说明可参见蒋灵多和陆毅(2017)。

③ 2015年12月,李克强总理在国务院常务会议重申清理“僵尸企业”时强调,对持续亏损3年以上且不符合结构调整方向的企业采取资产重组、产权转让、关闭破产等方式予以“出清”。

表 2 国有企业不同债务期限与不同行业的负债率 单位: %

年份	不同债务期限分类		不同行业分类		
	短期负债率	长期负债率	劳动密集型	装备制造业	非装备制造业
1998	61.19	14.90	82.76	73.22	75.56
1999	62.30	14.67	84.08	75.13	75.79
2000	64.68	14.62	87.64	77.54	77.26
2001	63.90	14.39	86.11	77.29	76.76
2002	62.73	13.17	83.53	76.39	73.83
2003	63.67	12.19	83.05	77.21	73.83
2004	66.92	10.85	85.36	78.42	76.23
2005	62.36	9.85	77.29	76.18	70.71
2006	61.91	9.58	75.51	76.60	70.52
2007	60.23	9.05	75.43	72.32	67.40
总体平均	63.16	13.19	83.74	76.17	74.84

表 3 国有企业僵尸企业与非僵尸企业的负债率 单位: %

年份	连续两年净利润为负的识别标准		连续三年净利润为负的识别标准	
	非僵尸企业	僵尸企业	非僵尸企业	僵尸企业
1999	68.25	91.83	-	-
2000	69.58	95.61	71.44	98.74
2001	69.69	95.09	70.82	98.70
2002	66.65	92.96	68.60	97.84
2003	66.78	94.40	67.98	98.63
2004	69.70	102.07	70.82	106.92
2005	64.21	93.81	66.49	100.11
2006	63.28	96.59	64.79	101.75
2007	62.82	93.79	63.96	97.57
总体平均	67.58	94.65	68.98	99.57

注:“-”表示数据缺失。

100%;从杠杆率的变动趋势看,非僵尸企业杠杆率在研究样本期间呈较明显下降趋势,而僵尸企业的杠杆率较为稳定且居高不下。以企业连续三年盈利为负的标准为例,非僵尸企业杠杆率由2000年的71.44%降至2007年的63.96%,下降了7.48个百分点,而僵尸企业则相应地由98.74%降至97.57%,仅下降了1.17个百分点,其下降幅度远远低于非僵尸企业的下降幅度。

表4呈现了不同区域的国有企业杠杆率的特征事实。本文将中国(大陆)划分为东北、北部沿海、东部沿海、南部沿海、黄河中游、长江中游、西南、大西北八大经济区域^①。根据表4数据可知,东北地区、黄河中游与长江中游地区的国有企业平均杠杆率较高,均高于80%,而东部沿海地区与南部沿海地区的国有企业平均杠杆率较低,约在70%左右。从研究期间的变动趋势看,除北部沿海地区之外,其他各地区国有企业平均杠杆率均有所下降,且南部沿海地区与长江中游地区下降趋势明显。

综上,国有企业杠杆率较非国有企业杠杆率明显更高,且国有企业高杠杆主要体现在短期杠杆率上。在国有企业样本中,劳动密集型行业企业杠杆率相对较高且降幅明显,而装备制造业企业虽初始杠杆率相对较小,但下降幅度甚微;僵尸企业杠杆率远远高于非僵尸企业杠杆率,僵尸企业的

^① 各区域包含的省份数据源于中国国家统计局网站。

表 4

不同区域国有企业的负债率

单位: %

年份	东北	北部沿海	东部沿海	南部沿海	黄河中游	长江中游	西南	西北
1998	79.96	73.65	71.03	73.45	82.53	82.91	75.88	71.46
1999	82.49	74.20	72.46	72.69	83.26	83.75	78.11	72.46
2000	89.65	76.10	74.25	72.79	85.73	86.65	80.24	73.14
2001	81.93	76.13	72.78	71.17	84.79	85.23	78.44	85.76
2002	80.78	73.99	72.69	68.28	83.89	82.63	78.68	68.16
2003	81.35	75.42	68.69	68.83	84.11	81.60	78.81	73.70
2004	84.65	74.16	70.54	66.25	84.27	85.49	86.20	76.55
2005	77.06	76.27	65.93	64.31	81.70	73.45	78.87	68.71
2006	76.36	74.87	66.31	66.33	84.96	71.71	77.14	65.94
2007	73.94	74.15	65.12	60.59	79.24	70.16	70.96	67.27
总体平均	82.18	74.90	71.22	69.77	83.81	82.51	78.64	73.36

总负债几乎逼近企业的总资产,且非僵尸企业的杠杆率较大幅度降低,而僵尸企业的杠杆率维持较高水平;沿海地区企业杠杆率水平相对较低,而中部与东北地区国有企业的杠杆率水平较高。

四、模型设定与计量分析

1. 计量模型设定

为探究市场竞争加剧是否助推了国有企业杠杆率的提高,本文以外资管制放松政策为例,具体地,基于2002年《指导目录》调整的政策变动构建如下双重差分(Difference in Difference,DID)模型,比较外资管制放松前后处理组与对照组行业的国有企业杠杆率是否存在差异变动,模型构建如下:

$$Debt_{fit} = \alpha + \beta Treat_i \times Post02_t + X'_i \gamma + F'_{fit-1} \delta + \mu_i + \varepsilon_{fit} \quad (6)$$

其中, i 表示四位行业, t 表示年份, f 表示企业, $Debt_{fit}$ 表示四位行业*i*中企业*f*在年份*t*的杠杆率; $Treat_i$ 用以识别行业*i*是否受外资管制放松政策的影响,若某一行业的外资开放程度增大则赋值为1,若某一行业的外资开放程度不变则赋值为0; $Post02_t$ 用以识别外资管制放松政策实施的时间,鉴于《指导目录》2002年修正版自2002年4月1日开始执行,参照Lu et al.(2017),文中将2002年以前各年份赋值为0,将2002年以后各年份赋值为1,将2002年赋值为3/4; μ_i 用以控制行业固定效应, μ_i 用以控制年份固定效应, ε_{fit} 为随机扰动项, $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ 为待估计参数。模型估计所得标准误差均经行业层面聚类调整,用以缓解可能存在的组间相关性问题。

为使得模型(6)估计得到的系数 β 无偏,需满足 $Treat_i$ 与 $Post02_t$ 分别与随机干扰项 ε_{fit} 无关。因此,模型(6)除了控制行业与年份的固定效应之外,还应加入特征变量向量 X_i 使得上述条件得以满足,即同时满足《指导目录》调整年份选择的随机性以及《指导目录》调整时对外资开放程度增大行业选择的随机性。具体参照蒋灵多等(2018)一文中关于识别条件检验部分的讨论。模型中特征变量向量 X_i 应包括:行业国有企业占比 $soeshare_{i2000}$ 与年份 μ_i 的交互项($soeshare_{i2000} \times \mu_i$),行业关税税率 $tariff_{i2000}$ 与年份 μ_i 的交互项($tariff_{i2000} \times \mu_i$),影响《指导目录》行业调整的前定变量 Z_{i2000} 向量与 μ_i 年份的交互项($Z_{i2000} \times \mu_i$),其中,前定变量向量 Z_{i2000} 包括:行业竞争程度(HHI_{i2000})、行业平均工资($iwage_{i2000}$)、行业出口依存度($iexp_{i2000}$)、行业新产品密集度($inewp_{i2000}$)、行业集聚程度(iLQ_{i2000})。通过控制特征向

量 X_{it} , 模型可有效缓解可能存在的内生性问题对本文估计结果产生的偏误。

此外,为了降低因遗漏变量对估计系数产生的偏误,模型中还控制了可能影响企业杠杆率的其他企业特征变量向量^① \mathbf{F}_{fit} ,具体包括企业全要素生产率(*TFP*)、企业规模(*Scale*)、企业年龄(*Age*)、企业平均工资(*Wage*)、企业资本密集度(*Capdes*)以及企业是否出口(*Export*),为了尽量缓解上述企业特征变量的内生性问题,模型中的企业特征变量均采用一阶滞后项 \mathbf{F}'_{fit-1} 进行估计。

2. 平行趋势与预期效应检验

为检验双重差分模型在本文研究的适用性,在采用双重差分模型估计之前,需对处理组与对照组样本的国有企业杠杆率进行平行趋势检验,即检验两组样本的企业杠杆率在外资管制放松政策实施之前是否存在差异变动,若在政策实施之前就存在差异变动,则不能排除模型估计得到的政策效果是由政策冲击前的差异变动所引致。具体模型构建如下:

$$Debt_{fit} = \alpha + \beta_i Treat_i \times Year_t + X'_{it} \gamma + F'_{fit-1} \delta + \mu_i + \mu_t + \vartheta_{fit} \quad (7)$$

其中, $Year_t$ 为年份虚拟变量,模型(7)仅包含国有企业样本观测值, ϑ_{fit} 为随机扰动项。模型(7)中的其他变量与参数说明同模型(6),在控制了特征变量向量 X'_{it} 及企业特征变量向量 F'_{fit-1} 之后,得到模型(7)的估计结果^②。由于模型采用了滞后 1 期的企业特征变量,所以模型估计得到的是以 1999 年为基期,处理组与对照组在各个年份的杠杆率变动差异。由于 $Treat_i \times Year_{00}$ 与 $Treat_i \times Year_{01}$ 的系数都不显著,因此,处理组与对照组的企业杠杆率在外资管制放松之前不存在随年份的差异变动,即模型通过了平行趋势检验。

将外资管制放松政策视为准自然实验的前提是该政策冲击是随机的,即外资管制放松政策冲击之前企业对该政策不具有预期效益,借鉴 Lu et al.(2017)的方法,文中对外资管制放松政策进行预期效应检验,通过在模型(6)中分别加入 $Treat_i \times Post00_t$ 和 $Treat_i \times Post01_t$ 进行单独估计,分别考察企业在 2000 年与 2001 年^③是否存在预期效应,其中, $Post00_t$ 与 $Post01_t$ 的定义方法同 $Post02_t$,即将 2000 年(2001 年)及之后的各年份取值为 1,否则为 0。若得到上述变量的系数显著,则表明企业在政策调整之前对该政策存在预期效应。预期效应结果显示, $Treat_i \times Post00_t$ 与 $Treat_i \times Post01_t$ 的系数均不显著,且核心变量 $Treat_i \times Post02_t$ 的系数仍显著为正,由此可知,外资管制放松政策冲击之前处理组行业企业对该政策变动并不存在显著的预期效应。

3. 计量结果分析

表 5 报告了模型(6)的估计结果。第(1)列模型只控制了行业与年份固定效应;第(2)列模型加入了影响《指导目录》调整行业选择的前定变量与年份的交互项,用以控制 $Treat_i$ 与 ε_{fit} 的内生性问题;第(3)列模型再加入了控制《指导目录》调整相同年份其他政策冲击对估计结果可能产生的影响,用以控制 $Post02_t$ 与 ε_{fit} 的内生性问题;第(4)列进一步加入了其他可能影响企业杠杆率的企业特

① 企业特征变量衡量方法:企业全要素生产率(*TFP*)为采用 LP 方法测算得到的生产率,企业规模(*Scale*)采用 ln(企业总资产)来表示,企业年龄(*Age*)采用 ln(数据年份-企业成立年份+1)来表示,企业平均工资(*Wage*)采用 ln((企业应付工资+应付福利费)/全年平均雇佣人数)来表示,企业资本密集度(*Capdes*)采用 ln(固定资产合计/全年平均雇佣人员数)来表示,企业是否出口(*Export*)为二值变量,若企业存在出口行为取值为 1,否则为 0。

② 平行趋势与预期效应检验的估计结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

③ 由于 DID 模型要求政策冲击前至少有一年数据,且由于模型中采用了企业特征变量一阶滞后项,所以文中只能检验 2000 年和 2001 年是否存在预期效应。

征因素,减少模型因遗漏变量可能对估计结果产生的偏误。

从表5的估计结果可知,在依次控制可能存在的内生性问题之后,估计结果的显著性提高。具体从第(4)列的估计结果来看,外资管制放松政策对国有企业杠杆率具有显著的正向影响,即外资管制放松政策使得国有企业的杠杆率显著提升,理论命题成立。从估计系数大小看,外资管制放松政策使行业的国有企业杠杆率平均提高2.15个百分点。就其经济含义而言,相对于国有企业平均杠杆率77.54%,外资管制放松政策使得行业国有企业杠杆率提高了2.77%(2.15/77.54)。可能的原因在于:随着外资管制放松政策的实施,更多的外资企业进入国内市场,使得外资开放行业的竞争程度加剧,外资企业对国内市场的渗透使得国内企业的单位生产利润降低,尤其是对于效率相对较低的国有企业,为维持国有企业的正常运营,政府和银行会分别为国有企业提供补贴和软预算约束信贷,进而推动国有企业加杠杆。

更进一步地,从前文平行趋势检验的估计结果还可以得出外资管制放松政策对国有企业杠杆率的年度效应。从估计结果看,在外资管制放松政策实行年份即2002年及之后,随着年份的推移,外资管制放松政策对国有企业杠杆率的正向效应大小和显著性均呈先递增后递减的趋势。原因可能在于:刚进入的外资企业其市场渗透程度较小,因此对国有企业的冲击相对较弱,随着外资企业的市场渗透程度增大,对国有企业单位生产利润的冲击也不断增大,从而使得国有企业加杠杆程度加剧,但该政策对市场冲击会逐步趋于稳定,使得该政策对国有企业杠杆率的影响也逐渐减弱。

表5 外资管制放松政策与国有企业杠杆率

	(1) <i>Debt_{fut}</i>	(2) <i>Debt_{fut}</i>	(3) <i>Debt_{fut}</i>	(4) <i>Debt_{fut}</i>
<i>Treati</i> × <i>Post02_t</i>	0.0147* (1.84)	0.0135* (1.77)	0.0148* (1.95)	0.0215*** (2.86)
μ_i	Y	Y	Y	Y
μ_t	Y	Y	Y	Y
<i>HHI_{i2000}</i> × μ_t		Y	Y	Y
<i>ivage_{i2000}</i> × μ_t		Y	Y	Y
<i>iexp_{i2000}</i> × μ_t		Y	Y	Y
<i>inewp_{i2000}</i> × μ_t		Y	Y	Y
<i>iLQ_{i2000}</i> × μ_t		Y	Y	Y
<i>soeshare_{i2000}</i> × μ_t			Y	Y
<i>tariff_{i2000}</i> × μ_t			Y	Y
<i>F_{fut-1}</i>				Y
N	195879	195879	191465	139364
adj. R ²	0.045	0.046	0.046	0.106

注:观测值为企业层面,***、**、*分别表示参数的估计值在1%、5%、10%的统计水平上显著,括号内数值为t统计值;“Y”表示控制了对应的特征变量,表中所有回归结果的标准误差经四位行业层面聚类调整。

4. 稳健性检验

为验证外资管制放松促进国有企业加杠杆是否稳健,文中采用不同层面的样本、考虑其他可能影响因素以及采用不同变量处理方法进行稳健性检验,得到各项检验的估计结果如表6所示。

表6进行的各项稳健性检验具体说明如下:①采用行业层面替代企业层面进行估计,行业层面

表 6 稳健性检验

	(1) 行业层面 $Debt_{fit}$	(2) 外企占比 $Debt_{fit}$	(3) $Post02_i=1$ $Debt_{fit}$	(4) $Treat2_i$ $Debt_{fit}$	(5) 国企标准 $Debt_{fit}$	(6) 对数处理 $Debt_{fit}$	(7) 杠杆率动态调整 $Debt_{fit}$
$Treat_i \times Post02_i$	0.0354* (1.77)	0.0212*** (2.82)	0.0192*** (2.84)	0.0215*** (2.86)	0.0229*** (2.90)	0.0372*** (2.96)	0.0107*** (2.87)
$foeshare_i$		0.0498 (0.77)					
$Debt_{fit-1}$							0.5670*** (7.98)
μ_i	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
μ_a	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
X_{it}	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F_{fit-1}	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	3989	139364	139364	139364	129752	139364	139364
adj. R ²	0.413	0.106	0.106	0.106	0.113	0.097	0.491

注:第(1)列观测值为行业层面,其他各列观测值为企业层面,其他注释同表 5。

的国有企业杠杆率采用四位行业国有企业总负债与其总资产的比值来表示。②考虑政策调整前后行业外资企业占比变动可能带来的影响。外资管制放松之后,会有更多的外资企业进入,而更多的外资企业进入可能会占用本土企业的各项资源,从而影响国有企业杠杆率,为了剔除由于外资企业构成变动可能引起的国有企业杠杆率变动,表中第(2)列控制了外资企业占比($foeshare$)变量,用行业的外资企业个数占总企业个数的比重表示。③将识别政策冲击年份的 $Post02_i$ 变量的 2002 年赋值由 3/4 换成 1,得到的估计结果如表中第(3)列所示。④表中第(4)列是将 $Treat_i$ 改成 $Treat2_i$ 之后的估计结果,事实上,外资管制放松政策对处理组行业也存在政策差异,关于 $Treat2_i$ 的定义,若某一行业开放程度跃升 1 级(如限制类转为允许类)则赋值为 1,若开放程度跃升 2 级(如限制类转为鼓励类)则赋值为 2,若开放程度跃升 3 级(如禁止类转为鼓励类)则赋值为 3。因此, $Treat2_i$ 是一个分类变量,是对 $Treat_i$ 处理组的进一步细分。⑤采用不同的国有企业识别标准进行估计,基准回归主要采用“登记注册类型+实收资本比例”的综合标准识别国有企业,第(5)列则报告了只采用“实收资本比例”标准识别^①的国有企业样本的估计结果。⑥将企业杠杆率作对数处理^②之后进行估计,回归结果如第(6)列所示。⑦考虑企业杠杆率的动态调整可能给结果带来的影响,模型进一步控制了滞后 1 期的企业杠杆率之后的估计结果如第(7)列所示。表 6 各列检验结果一致显示,外资管制放松政策显著推动了国有企业加杠杆,因此本文的估计结果较为稳健。

为了检验外资管制放松政策对国有企业杠杆率的正向影响是否源于其他不可观测因素,本文对外资管制放松政策实施年份与外资开放程度增大行业进行安慰剂检验。具体地,在 2000—2006 年随机抽取某一年份作为外资管制放松政策冲击年份,在 411 个行业中随机抽取 113 个行业作为

① “实收资本比例”的识别标准:将国有资本金占实收资本比重高于 50%的企业识别为国有企业(聂辉华等,2012)。

② 鉴于下文会对不同债务期限的杠杆率做进一步分析,而约有 1/3 的国有企业其长期负债率为 0,为保证数据的完整性,不便于作对数处理,因此为保持行文前后一致,基准回归中的企业杠杆率均未作对数处理。

处理组行业,分别随机抽取300次并基于模型(6)单独进行回归,由此得到300个随机政策冲击的估计系数。对估计结果的描述统计显示,300个估计系数的均值为-0.0008,标准差为0.008,即不能拒绝安慰剂检验中核心变量系数为0的原假设。为便于更直观地观察系数分布,还绘制了300个估计系数的核密度分布图^①,根据图中估计系数的分布特征(均值近似为0的正态分布)并结合表5第(4)列的基准回归估计系数0.0215可知,基准回归模型估计得到的系数显著不同于安慰剂检验得到的系数,由此可排除外资管制放松政策对国有企业杠杆率的正向效应源于不可观测因素的可能性。

五、进一步分析与内在机制检验

1. 进一步分析

为深入了解外资管制放松政策推动国有企业加杠杆的实现路径,本文对债务结构、国有企业样本做进一步分解,以期得到更深层次的政策启示。

(1)短期杠杆与长期杠杆。基于债务期限标准,文中将国有企业杠杆率($Debt_{fu}$)分解为短期杠杆率($SDebt_{fu}$)与长期杠杆率($LDebt_{fu}$),其中,短期杠杆率为企业短期负债与其总资产的比值,长期杠杆率为长期负债与其总资产的比值。将模型(6)的因变量分别替换为短期杠杆率($SDebt_{fu}$)与长期杠杆率($LDebt_{fu}$)进行模型的估计,得到的估计结果如表7第(1)、(2)列所示。从估计结果得知,外资管制放松政策显著促进了国有企业短期杠杆率的提高,而对国有企业长期杠杆率的影响并不显著。

事实上,从前文表2的数据可知,国有企业平均短期杠杆率约为平均长期杠杆率的5倍,样本中有34%的国有企业没有长期负债即长期杠杆率为0,而只有1.2%的国有企业没有短期负债。外资管制放松政策显著促进国有企业短期杠杆率的提升,而对其长期杠杆率不具有显著影响,其可能的原因在于:从需求侧考虑,长期负债往往被用于增大企业固定资产投资等长期投资项目,而短期负债则更多是为了应对企业运营中面临的现金流短缺或经营不善等问题,外资管制放松引致的外资企业进入使得行业内竞争加剧,对国内企业的经营造成一定的冲击,因此企业更倾向于获取短期信贷资金以期改善企业的运营能力;从供给侧考虑,尽管国有企业有政府担保和兜底,但出于对管理者道德风险及企业破产风险的考虑,银行更愿意为企业提供短期信贷。

(2)外资参与与非外资参与。国务院于2015年8月印发了《关于深化国有企业改革的指导意见》,该文件指出,要推进国有企业混合所有制改革,引入非国有资本参与国有企业改革。鉴此,文中将国有企业样本划分为外资参与国有企业与非外资参与国有企业,具体地,将外商资本金大于0的国有企业定义为外资参与国有企业,将外商资本金等于0的国有企业定义为非外资参与国有企业。据文中数据统计可知,在国有企业样本中,外资参与程度很低,在所有195879个国有企业观测值中,外资参与的国有企业观测值仅占4%。根据模型(6)对两组子样本分别进行回归得到的估计结果如表7第(3)、(4)列所示。

结果显示,外资管制放松政策对国有企业杠杆率的正向效应仅体现在非外资参与国有企业样本,对外资参与国有企业杠杆率影响并不显著。其可能的原因在于:一方面,外资参与可为该部分国有企业注入一部分资金,降低企业对外源融资的需求;另一方面,外资参与可能会促进该部分国有企业生产效率的提升,提高企业内源融资的能力。尽管外资管制放松会引致行业竞争加剧,上述两种途径均可以降低国有企业对外部融资的依赖程度,因此,外资管制放松政策并未提高外资参与国有企业的杠杆率。

^① 具体图示请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

表 7 进一步分析的检验结果

	债务期限		外资是否参与		是否为僵尸企业	
	(1) 短期杠杆	(2) 长期杠杆	(3) 外资参与	(4) 非外资参与	(5) 僵尸企业	(6) 非僵尸企业
$Treat_i \times Post02_t$	0.0257*** (3.40)	-0.0049 (-1.26)	-0.0058 (-0.19)	0.0228*** (2.91)	0.0386*** (2.89)	0.0120 (1.60)
μ_i	Y	Y	Y	Y	Y	Y
μ_t	Y	Y	Y	Y	Y	Y
X_{it}	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F_{fit-1}	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	139364	139364	5501	133863	33228	83300
adj. R ²	0.094	0.115	0.176	0.108	0.068	0.087
	不同行业			不同地区		
	(7) 劳动密集型	(8) 装备制造业	(9) 非装备制造业	(10) 东部	(11) 中部	(12) 西部
$Treat_i \times Post02_t$	0.0204 (1.01)	0.0183** (2.24)	0.0090 (0.74)	0.0222*** (2.73)	0.0237** (2.33)	0.0193 (1.38)
N	34752	46555	58042	64372	44767	30210
adj. R ²	0.086	0.119	0.103	0.110	0.107	0.128

注:第(7)—(12)列的控制变量同第(1)—(6)列,其他注释同表 5。

(3)僵尸企业与非僵尸企业。已有国内研究表明,僵尸企业主要滋生在国有企业,且往往具有较高的负债率(聂辉华等,2016;朱鹤和何帆,2016;蒋灵多等,2018)。因此,僵尸企业的妥善处置或去杠杆是经济去杠杆的重要内容。鉴此,文中将国有企业样本划分为僵尸国有企业与非僵尸国有企业,具体地,为了让僵尸企业的识别标准与被解释变量不存在内生性问题,文中不将企业的杠杆率作为僵尸企业的识别标准之一,而是将连续三年净利润为负的国有企业定义为僵尸企业,其他为非僵尸企业。根据模型(6)对两组子样本分别进行回归得到的估计结果如表 7 第(5)、(6)列所示。

结果显示,外资管制放松政策对国有企业杠杆率的正向效应集中体现在僵尸国有企业样本,对非僵尸国有企业杠杆率影响并不显著。据文中数据统计可知,僵尸国有企业占国有企业总样本的 28%。事实上,僵尸企业的存在本身就违背了“优胜劣汰”的市场化原则,鉴于国有企业往往承载着稳定就业、保障民生等政策性负担,僵尸国有企业依然会依靠政府的补贴或银行的持续信贷得以在市场上勉强维持生存。外资管制放松引致的外资企业进入使得行业内竞争加剧,会迫使行业内低效率企业退出,但出于稳定就业或是降低潜在金融风险的考虑,政府与银行会加大对该部分企业的资金投入并维持企业生存,进而助推僵尸国有企业加杠杆。

(4)基于行业与区域的分类。根据要素密集程度将行业划分为劳动密集型行业与资本技术密集型行业,并进一步将资本技术密集型行业细分为装备制造业行业与非装备制造业行业。根据模型(6)对子样本分别进行估计,表 7 第(7)—(9)列的估计结果显示,外资管制放松促进国有企业加杠杆的政策效应主要体现在装备制造业行业,而对劳动密集型行业与非装备制造业行业的国有企业杠杆率影响不显著。事实上,根据文中数据整理可知,在外资开放程度增大的 113 个四位行业中,有 61 个行业隶属于装备制造业,即外资管制放松政策对装备制造业行业的竞争冲击最大;同时,政府对交通运输、通信设备等装备制造业的政策扶持力度相对较大。

尽管行业的外资开放程度不断增大,鉴于中国地区发展不平衡特征明显,外资以及外资企业的

进入主要集中在东部和中部地区,据文中数据统计,西部地区外资企业数仅占总外资企业数的3.13%,且西部地区外资企业数占西部地区总企业数6.72%,而总体样本的外资企业平均占比20.36%,因此外资管制放松政策引致的行业竞争加剧效应对于西部地区而言相对较弱,故而对国有企业的市场冲击较小;与之相反,外资管制放松引致的行业竞争加剧对东中部地区国有企业的市场冲击相对较大,进而促进其国有企业杠杆率的提高。表7第(10)—(12)列结果证实了上述观点,即外资管制放松政策主要推动了东中部地区国有企业的加杠杆。

综上,从企业债务结构看,外资管制放松政策主要提高了国有企业短期杠杆率,对长期杠杆率的提升作用不显著;从异质企业看,外资管制放松政策对国有企业加杠杆效应主要体现在非外资参与国有企业和僵尸国有企业样本;从不同行业看,鉴于外资管制放松更大程度体现在装备制造业,因此外资管制放松政策主要促进了装备制造业国有企业杠杆率提升;从不同区域看,类似地,由于外资管制放松对西部地区的外资引进及外资企业进入的影响较小,因此外资管制放松政策主要促进了东中部地区国有企业杠杆率提升。

2. 内在机制检验

根据前文理论推导可知,外资管制放松引致更多的外资企业进入国内市场,使得行业内竞争加剧,行业内企业进行生产的临界生产率提高,迫使低效率企业退出,鉴于低效率企业往往具有更高的杠杆率^①,低效率企业的退出可以降低行业的平均杠杆率。根据基准回归结果可知,外资管制放松政策使得行业内国有企业平均杠杆率不降反升,故而有理由推断,外资管制放松之后,银行对信贷资金的配置并非完全循序市场化原则,信贷资金并未充分流向效益更高的企业。为此,下文进一步探讨外资管制放松政策促进国有企业加杠杆效应是否具有经济基本面的支撑,并考察外资管制放松政策是否促进了行业低效率企业退出市场。

(1)是否具有经济基本面支撑。国内已有不少文献研究表明,外资进入可部分弥补金融体系缺陷,缓解企业融资约束(黄玖立和冼国明,2009;罗长远和陈琳,2011;孙浦阳和彭伟瑶,2014)。本文分别考察了外资管制放松政策对国有企业融资成本($rcost$)、资本密集度($capdes$)以及产能利用率(cu)是否具有显著影响。

选取如上特征进行分析的依据在于,根据需求供给理论,企业负债率提升的一个可能直接原因即为企业融资成本下降;相关文献研究也表明,外资进入会通过降低银行与企业之间的信息不对称问题进而降低企业的融资成本(Huang,2003;罗长远和陈琳,2011),而企业融资成本下降会促进企业信贷资金需求增大,企业会遵循利润最大化原则进行内部结构调整,拟在生产中用一部分资本代替劳动进而提高企业的资本劳动比,即企业的资本密集度提高,但资本的过度扩张有可能会引致企业的产能过剩,进而不利于企业的持续稳定发展。

基于模型(6)分别将企业融资成本($rcost$)、资本密集度($capdes$)以及产能利用率(cu)^②作为因变量并对国有企业样本进行模型估计,估计结果如表8第(1)—(3)列所示。估计结果表明,外资管制

^① 文中将企业生产率对企业杠杆率进行回归,得到的估计结果显著为负。即企业生产率与企业杠杆率存在显著负相关关系,生产率越高的企业其杠杆率越低。这意味着金融资源更多地被分配给生产效率相对较低的企业。

^② 企业融资成本($rcost$)采用企业的平均贷款利率水平即企业利息支出与企业总负债之比表示(陈忠阳和刘昌科,2009),由于约有30%的企业利息支出为0,为保持数据完整性,文中不对该变量作对数处理;企业资本密集度($capdes$)衡量方法同模型(6)中的变量说明,企业产能利用率(cu)采用企业单位固定资产的产出水平的对数来表示(曲玥,2015)。

表 8 内在机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>rcost</i>	<i>capdes</i>	<i>cu</i>	<i>Debt scale</i>	行业僵尸企业占比		
					三年不盈利	FN-CHK 修正	FN-CHK 修正(S)
<i>Treat_i × Post02_t</i>	0.0009 (0.47)	0.0005 (0.04)	0.0216 (0.66)	0.2960*** (2.73)	0.0055 (0.32)	-0.0011 (-0.07)	-0.0055 (-0.30)
μ_i	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
μ_u	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
X_{it}	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F_{fit-1}	Y	Y	Y				
N	139364	139349	137944	3521	3591	3591	3188
adj. R ²	-0.001	0.715	0.549	0.873	0.352	0.491	0.508

注:同表 5 注释。

放松政策对国有企业的融资成本(*rcost*)^①、资本密集度(*capdes*)及其产能利用率(*cu*)均不存在显著的影响。但与此同时,表中第(4)列估计结果显示,外资管制放松政策显著增大了国有企业优惠信贷规模(*Debt scale*)^②,由此可知,外资管制放松政策促进国有企业加杠杆是不具有经济基本面支撑且是低效的。

(2)是否促进僵尸企业处置。结合文中的理论模型进一步考察外资管制放松政策是否促进行业内低效企业的退出,鉴于僵尸企业往往属于丧失盈利能力的低效率企业,本文着重考察外资管制放松政策是否显著降低了行业内僵尸企业的占比。具体模型构建如下:

$$ZF_Sector_u = \alpha + \beta Treat_i \times Post02_t + X'_u \gamma + \mu_i + \omega_u \quad (8)$$

其中,*ZF_Sector_u*表示行业*i*在年份*t*的僵尸企业个数占比, ω_u 为随机扰动项。鉴于该模型的因变量为行业层面,故模型中无需控制企业特征变量,该模型其他变量与参数说明同模型(6),模型估计所得标准误差均经行业层面聚类调整。值得一提的是,本文对僵尸企业的识别主要采用如下三种方法:①基于李克强总理的讲话要义,将连续三年不盈利的企业识别为僵尸企业;②借鉴聂辉华等(2016)的识别方法,在 Fukuda and Nakamura(2011)提出的僵尸企业识别方法^③之上,将“一次性僵尸企业”纳入考虑,文中定义为 FN-CHK 修正方法;③借鉴蒋灵多和陆毅(2017),在聂辉华等(2016)的基础上将政府补贴因素纳入考虑,简称 FN-CHK 修正(S)方法。基于如上三种识别方法得到的估计结果如表 8 第(5)—(7)所示。

结果表明,外资管制放松政策对行业国有企业的僵尸企业占比没有显著影响。蒋灵多等(2018)基于中国制造业企业数据研究显示,外资管制放松政策显著促进了行业僵尸企业的处置,但并未就不同所有制企业进行拓展分析,本文的研究则进一步表明,外资管制放松政策对国有企业的僵尸企

① 外资管制放松政策对国有企业融资成本的影响不显著,主要原因在于国有企业信贷一直存在着软预算约束,无论是否存在外界冲击,国有企业均可以从银行处获得较优惠的信贷。

② 企业获得的优惠信贷规模(*Debt scale*)采用利用市场利率计算得到的应付利息与企业实际支付利息的差额作为代理变量来衡量,文中计算四位行业的国有企业优惠信贷规模并作取对数处理。

③ 僵尸企业的识别方法最早由 Caballero et al.(2008)提出,将企业是否获得银行优惠信贷作为识别标准;而后由 Fukuda and Nakamura(2011)对其进行修正,将“盈利标准”(Profitability Criterion)和“常青借贷标准”(Evergreen Lending Criterion)纳入识别标准内容;聂辉华等(2016)在此基础上,考虑了“一次性僵尸企业”问题;而蒋灵多和陆毅(2017)又进一步将政府补贴因素纳入考虑。

业处置效应不显著,而显著促进了民营企业的僵尸企业处置^①。

外资管制放松引致的市场竞争加剧迫使低效率企业退出的效应只存在于民营企业而对国有企业无效的可能原因在于:国有企业往往承载着更多的政策性负担,使得国有企业难以成为真正自主经营、自负盈亏的独立市场主体。当外资企业进入对市场竞争造成冲击时,市场竞争力较弱的国有企业往往可以得到政府软补贴以及银行软信贷的庇护,因此不利于僵尸企业的处置;而对于作为独立市场主体的民营企业,企业经营主要遵循市场化原则实行“优胜劣汰”,行业竞争的加剧迫使低效率企业退出市场,有利于僵尸企业的妥善处置。

至此可知,外资管制放松政策促进国有企业加杠杆同时违背了两个市场机制:^①违背了“外资管制放松→外资进入→银企信息不对称降低→企业融资成本降低→企业杠杆率增大→行业平均杠杆率提高”的市场机制。鉴于国有企业一直享有商业银行提供的低于市场利率的软信贷,外资进入对国有企业融资成本并不具有显著影响,因此国有企业加杠杆并不完全遵循资金的供给需求理论。^②违背了“外资管制放松→外资企业进入→行业内竞争加剧→低效率高杠杆的僵尸企业退出→行业平均杠杆率降低”的市场机制,政府与银行对国有企业的保护使得部分低效率国有企业“僵而不死”,在外资管制放松政策引致行业竞争加剧的情况下,银行需对国有企业提供更多的优惠信贷方能使其继续存活,进而助推了国有企业加杠杆。

综上,外资管制放松政策引致的市场竞争加剧促进了国有企业加杠杆,但该种政策效应并不具有经济基本面支撑且是低效的;同时,行业内竞争加剧并未迫使低效率国有企业退出市场,而是进一步加大了银行对国有企业的软信贷,推高了国有企业杠杆率,且不利于国有企业中僵尸企业的妥善处置。简言之,在软预算约束条件下,市场竞争加剧是助推国有企业高杠杆的原因之一。

六、结论与政策启示

在2017年7月召开的全国金融工作会议上,习近平总书记明确表示,金融风险的源头在杠杆率,去杠杆是下一步防范和化解风险的抓手和主要任务,去杠杆的重点之一是要把国有企业降杠杆作为重中之重,特别是抓好处置“僵尸企业”工作。鉴此,本文从市场竞争角度并以外资管制放松政策为例,通过构建理论模型并基于1998—2007年中国制造业国有企业数据探讨国有企业高杠杆的可能原因,旨在为推进企业部门去杠杆以及国有企业深化改革提供有益思路,进而防范化解金融风险并推动中国经济的良性健康发展。

理论分析表明,在不存在软预算约束时,外资管制放松引致外资企业进入增多,使得行业内竞争加剧,迫使行业内低盈利能力(低生产率)企业退出市场;当银行为国有企业提供软信贷时,低效率国有企业可以存活于市场,并推高国有企业杠杆率。描述统计显示,国有企业杠杆率较非国有企业杠杆率明显更高;在国有企业中,僵尸企业杠杆率远远高于非僵尸企业杠杆率,且非僵尸企业杠杆率明显降低,而僵尸企业杠杆率维持较高水平。通过构建DID模型分析发现,外资管制放松政策助推国有企业加杠杆,且主要体现在非外资参与国有企业与僵尸国有企业上,外资管制放松政策使得国有企业杠杆率平均提高2.77%;进一步分析表明,该政策效应不具有经济基本面支撑且是低效的,外资管制放松引致的行业竞争加剧并未迫使低效率国有企业退出市场,反而加大了银行对国有企业的软信贷,推高了国有企业的杠杆率,且不利于国有僵尸企业的妥善处置。

基于本文研究可得如下政策启示:一是政府在推进国有企业降杠杆以及深化国有企业改革过

^① 基于上述三种僵尸企业识别方法,分别对民营企业样本进行模型估计,结果一致显示,外资管制放松政策可显著降低民营企业僵尸企业占比,鉴于对民营企业的分析并非本文研究核心内容,故估计结果未在文中报告。

程中应遵循市场经济规律和企业发展规律,实现国有企业真正意义上的自负盈亏。从本文的研究得知,市场竞争加剧促进了民营僵尸企业的处置,但对国有僵尸企业处置没有显著影响,即市场竞争并未迫使低效率国有企业退出市场。究其原因在于政府与银行对低效率国有企业的保护破坏了“优胜劣汰”的市场规律,未能使国有企业真正成为依法自主经营、自负盈亏、自我约束的独立市场主体,使国有企业进行内部结构调整的动力减弱,市场债务结构无法得以优化,导致经济去杠杆的成效不显著。二是政府在扩大对外开放的同时应加快国内体制改革进程。在“以开放促改革、促发展”的战略背景下,若要让外商投资更好地在供给侧结构性改革中发挥作用,政府在“继续推进外资自由化进程,扩大外资市场准入,全面引入负面清单管理模式”之外,应尽快实现国内体制改革,完善社会主义市场经济体制并推动企业完善市场化经营机制。

[参考文献]

- [1]包群,叶宁华,王艳灵. 外资竞争、产业关联与中国本土企业的市场存活[J]. 经济研究, 2015,(7):102–115.
- [2]陈甬军,杨振. 制造业外资进入与市场势力波动:竞争还是垄断[J]. 中国工业经济, 2012,(10):52–64.
- [3]陈忠阳,刘昌科. 小企业信贷约束研究的最新进展[J]. 经济理论与经济管理, 2009,(3):32–36.
- [4]黄玖立,冼国明. FDI、融资依赖与产业增长:中国省区的证据[J]. 世界经济文汇, 2009,(3):60–74.
- [5]蒋灵多. 投资自由化与资源优化配置:以中国外资管制放松政策为例[D]. 中国人民大学博士论文, 2018.
- [6]蒋灵多,陆毅. 最低工资标准能否抑制新僵尸企业的形成[J]. 中国工业经济, 2017,(11):118–136.
- [7]蒋灵多,陆毅,陈勇兵. 市场机制是否有利于僵尸企业处置:以外资管制放松为例[J]. 世界经济, 2018,(9):121–145.
- [8]江小涓. 跨国投资、市场结构与外商投资企业的竞争行为[J]. 经济研究, 2002,(9):31–38.
- [9]罗长远,陈琳. FDI 是否能够缓解中国企业的融资约束[J]. 世界经济, 2011,(4):42–61.
- [10]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.
- [11]聂辉华,江艇,张雨潇,方明月. 我国僵尸企业的现状、原因与对策[J]. 宏观经济管理, 2016,(9):63–68.
- [12]曲玥. 中国工业产能利用率——基于企业数据的测算[J]. 经济与管理评论, 2015,(1):49–56.
- [13]任泽平,冯簪. 供给侧改革去杠杆的现状、应对、风险与投资机会[J]. 发展研究, 2016,(3):8–13.
- [14]申广军. 比较优势与僵尸企业:基于新结构经济学视角的研究[J]. 管理世界, 2016,(12):13–24.
- [15]孙浦阳,彭伟瑶. 外商直接投资、资源配置与生产率提升——基于微观数据的验证[J]. 中南财经政法大学学报, 2014,(6):131–139.
- [16]王宇,杨婷. 我国高杠杆的成因及治理[J]. 南方金融, 2016,(1):5–9.
- [17]张晓晶,常欣. 去杠杆:数据、风险与对策[J]. China Economist, 2017,(1):2–37.
- [18]钟宁桦,刘志阔,何嘉鑫,苏楚林. 我国企业债务的结构性问题[J]. 经济研究, 2016,(7):102–117.
- [19]朱鹤,何帆. 中国僵尸企业的数量测度及特征分析[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2016,(4):116–126.
- [20]Brandt, L., J. Van Bieseboeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012,97(2):339–351.
- [21]Brandt, L., J. Van Bieseboeck, and Y. Zhang. Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-level Data [J]. China Economic Review, 2014,(30):339–352.
- [22]Caballero, R. J., T. Hoshi, and A. K. Kashyap. Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan[J]. American Economic Review, 2008,98(5):1943–1977.
- [23]Christiano, L. J., M. Roberto, and R. Massimo. Risk Shocks [J]. American Economic Review, 2014,104(1):27–65.
- [24]Driffield, N. Inward Investment and Host Country Market Structure: The Case of the UK [J]. Review of Industrial Organization, 2001,18(4):363–378.
- [25]Fotopoulos, G., and H. Louri. Firm Growth and FDI: Are Multinationals Stimulating Local Industrial

- Development[J]. Journal of Industry, Competition and Trade, 2004,4(3):163–189.
- [26]Fukuda, S., and J. Nakamura. Why Did “Zombie” Firms Recover in Japan [J]. World Economy, 2011,34(7):1124–1137.
- [27]Ghosh, S. Leverage, Foreign Borrowing and Corporate Performance: Firm-level Evidence for India [J]. Applied Economics Letters, 2008,15(8):607–616.
- [28]Huang, Y. Selling China: Foreign Direct Investment during the Reform Era [M]. Cambridge University Press, 2003.
- [29]Kini, O., J. Shenoy, and V. Subramaniam. Impact of Financial Leverage on the Incidence and Severity of Product Failures: Evidence from Product Recalls[J]. The Review of Financial Studies, 2016,30(5):1790–1829.
- [30]Kornai, J. The Soft Budget Constraint[J]. Kyklos, 1986,39(1):3–30.
- [31]Lu, Y., Z. Tao, and L. Zhu. Identifying FDI Spillovers [J]. Journal of International Economics, 2017,(107):75–90.
- [32]Matsa, D. A. Running on Empty? Financial Leverage and Product Quality in the Supermarket Industry[J]. American Economic Journal: Microeconomics, 2011,3(1):137–173.
- [33]Phillips, G., and G. Sertsios. How Do Firm Financial Conditions Affect Product Quality and Pricing [J]. Management Science, 2013,59(8):1764–1782.
- [34]Schularick, M., and A. M. Taylor. Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870—2008[J]. American Economic Review, 2012,102(2):1029–1061.
- [35]Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti. Growing Like China[J]. American Economic Review, 2011,101(1):196–233.

Whether Market Competition Increasing Boosts the Leverage of SOEs

JIANG Ling-duo¹, LU Yi²

(1. School of International Trade and Economics, UIBE, Beijing 100029, China;
2. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: The focus of defusing major risks lies on controlling financial risks, and structural deleveraging is the main task of controlling financial risks. The deleveraging of state-owned enterprises (SOEs) has been promoted to the height of national strategy. The paper intends to investigate the possible cause of SOEs’ high leverage in the perspective of market competition both with an extended theoretical model and Chinese SOE-level panel data over the period 1998–2007. The theoretical model shows that the soft budget constraint of banks on SOEs will promote the SOEs’ leverage in the condition of intensifying market competition. The results of DID model based on FDI deregulation reveal that FDI deregulation leads to a rise in the leverage of SOEs. Further analysis shows that the policy effect is not supported by economic fundamentals and also violates the market laws, it would be attributed to the protection for the SOEs from the government and banks which is not conducive to the exit of state-owned zombie firms. Government should follow the market laws and the law of firm development when deepening the reform and deleveraging of SOEs, and should also speed up the process of domestic institution reform when expand the opening-up, to realize the “survival of the fittest” by more market mechanisms.

Key Words: market competition; FDI deregulation; soft budget constraints; high leverage of SOEs

JEL Classification: F21 F61 F63

[责任编辑:王燕梅]