

# 国有企业改制重组与企业杠杆率

蒋灵多 张航

(对外经济贸易大学 国际经济贸易学院,北京 100029)

**摘要:**结构性去杠杆是打好防范化解重大风险攻坚战必须坚持的基本思路,而国有企业去杠杆是结构性去杠杆工作的核心内容。本文采用中国制造业国有企业数据,基于PSM-DID模型探讨改制重组对国有企业杠杆率的影响并进一步检验其作用机制。统计分析表明,在研究样本期间,平均有6.30%的国有企业被改制重组,且主要被民营企业并购;改制重组的国有企业杠杆率低于未改制重组的国有企业杠杆率。计量分析表明,国有企业改制重组可显著降低国有企业杠杆率。其作用路径在于:改制重组可以有效促进国有企业创新与生产率提升,增强企业盈利能力,使企业内源融资能力提高,进而降低企业的杠杆率。鉴于此,政府应进一步推进国有企业兼并重组,放松对国有企业并购融资的限制,鼓励非公有资本参与国有企业改革,稳妥推进国有企业去杠杆,进而促进中国经济持续稳定健康发展。

**关键词:**国有企业;改制重组;杠杆率;盈利能力

**中图分类号:**F830 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)06-0013-12

## 一、引言

2019年11月,中国人民银行发布的《中国金融稳定报告(2019)》显示,目前防范化解金融风险方面取得积极进展,在未来一段时间,面对国内外复杂局势,仍要坚决打好防范化解重大金融风险攻坚战,平衡好稳增长和防风险的关系,稳妥处置和化解各类风险隐患。2020年新冠肺炎疫情的爆发始料未及,中国经济供需两端、国内外两个市场同时承压,无疑会给金融领域带来新的重大挑战,防范化解重大金融风险仍是今后一段时间的重要工作。近年来,国有企业债务成为中国最突出的债务问题并成为去杠杆工作的重点领域,继续推进国有企业降杠杆是防范化解重大金融风险的必然要求之一。

为了有效推进企业特别是国有企业去杠杆,近年来国家相继颁布了多项指导意见以引导去杠杆工作有序开展。如《关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》《2018年降低企业杠杆率工作要点》与《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》等。各项意见指出:要深入推进市场化、法制化债转股,协调推动兼并重组、发展股权融资等其他降杠杆措施,积极稳妥降低企业杠杆率;关于加强国有企业资

**收稿日期:**2020-02-19

**基金项目:**国家自然科学基金青年项目“贸易自由化对国有企业杠杆率的影响研究”(71903029);国家自然科学基金青年项目“贸易自由化与制造业企业储蓄率上升之谜”(71803017)

**作者简介:**蒋灵多(1989—),女,江西上饶人,对外经济贸易大学国际经济贸易学院讲师;

张航(1992—),男,吉林延边人,对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士生,本文通讯作者。

产负债约束的配套措施,要求“积极推动国有企业兼并重组,鼓励各类投资者通过股权投资基金、产业投资基金等形式参与国有企业兼并重组。”以上指导意见充分肯定了兼并重组在企业去杠杆中的重要作用,考虑到国有企业作为债务风险防范的主要对象,本文拟从改制重组这一视角考察国有企业的去杠杆问题。

纵观国内外现有关于去杠杆的文献,主要从如下三个视角开展研究:其一,关注中国总体或企业杠杆率的特征事实以及高杠杆形成的原因<sup>[1][2]</sup>。研究表明,中国企业杠杆率存在结构性差异,货币超发、产能过剩、经济刺激计划、税收负担与政策扶持等因素是造成企业高杠杆的原因。其二,关注杠杆水平与杠杆波动对经济发展的影响<sup>[3][4]</sup>。已有文献基于跨国数据的研究结论不尽相同,分别得到金融杠杆与经济增长呈正相关、负相关或“倒U型”关系的结论,即杠杆率与经济增长的关系研究尚处于开放式的讨论阶段。其三,探寻中国企业结构性去杠杆的可能路径<sup>[5][6]</sup>。既有文献依次从技术创新、金融摩擦、经济不确定性、货币政策、政府债务、贸易自由化等角度探讨了推进结构性去杠杆的渠道。

区别于既有文献,本文的创新之处主要体现在从改制重组视角探讨国有企业杠杆调整的可能路径。一方面,现有文献主要从金融摩擦、经济不确定性、货币政策、贸易自由化等视角分析企业去杠杆问题,尽管政府在积极推动国有企业兼并重组以加强国有企业资产负债约束的相关政策,但鲜有文献基于严谨规范的方法对此进行验证,本文的研究可为上述政策措施提供经验数据支撑;另一方面,既有研究更多地从整体的企业部门探讨企业去杠杆问题,只有少数文献聚焦国有企业杠杆率问题,本文的研究是对现有文献的有益补充,同时可为深入推进国有企业混合制改革提供有益参考。

## 二、理论机制

已有不少文献分析了企业兼并重组对企业绩效或企业行为的影响。鉴于改制重组是国有企业兼并重组的形式之一,为了更好地理解改制重组对国有企业杠杆率的影响,下文就兼并重组对企业杠杆率的可能作用机制进行梳理分析。一方面,梳理企业兼并重组对企业生产效率及盈利水平的影响;另一方面,分析企业盈利水平对企业杠杆率的影响。

### (一)兼并重组与企业盈利能力

企业兼并通常与协同效应(synergy effects)、内部化优势(internalization advantage)及市场势力(market power)相关联。在产业组织文献中,兼并的主要动机在于市场势力增强及生产效率提升<sup>[7][8](P50-52)</sup>。其中,协同效应与内部化优势可以促进企业创新并提升企业生产效率。Jovanovic和Rousseau的研究表明,效率提升主要得益于兼并企业的知识外溢或技术得以更有效率的再利用<sup>[9]</sup>。

结合现有文献可知,兼并可以通过以下渠道促进企业创新并提高企业生产效率。其一,兼并是实现资源再配置效率提升的有效手段<sup>[9][10]</sup>。兼并通常能够比企业进入、退出过程更快且更深入地重组国家产业,并且使得跨行业、跨部门的资产重组和企业控制成为可能。Arnold和Javorcik基于印度尼西亚的制造业企业数据研究了外资兼并对企业绩效的影响,结果发现,外资兼并可以显著提升被兼并企业的生产率水平,且生产率的提高主要通过重组的形式得以实现<sup>[11]</sup>。其二,兼并引致的企业效率提升源于兼并企业与被兼并企业之间特定资产的互补性,如专有技术或专利等方面的互补性<sup>[12]</sup>。特定资产的互补性可以帮助企业实现规模经济与范围经济,从而对企业的创新与效率提升具有积极影响。其三,兼并尤其是跨国兼并可以为被兼并企业提供进入国内外市场的渠道,且被兼并企业可以使用兼并企业现有的国内外分销渠道。Guadalupe等学者研究表明,跨国兼并可以扩大市场准入进而推动企业创新,原因在于研发活动的成本可以通过兼并后产出的扩张进行分摊<sup>[13]</sup>。其四,从市场势力的角度来看,兼并可以使得企业的市场势力增强<sup>[7]</sup>。无论是横向兼并还是纵向兼并,都可以增加企业对市场的控制能力<sup>①</sup>。根据产业组织理论,兼并使得企业面临的竞争减小,企业的市场份额增加和利润提高。

由此可知,兼并可以通过促进企业创新、生产效率提升或市场势力增强等路径,提高企业的盈利能力。

## (二)企业盈利能力与企业杠杆率

关于企业融资选择的问题,Myers 和 Majluf 构建了企业发行—决策(issue-invest decision)模型,其以企业市场价值最大化为目标,考察不同融资方式对市场价值的影响,以探讨企业的融资选择问题<sup>[14]</sup>。该模型是在 Modigliani 和 Miller(MM 理论)的模型基础上进行拓展<sup>[15]</sup>,放宽 MM 理论完全信息的假定,以不对称信息理论为基础,在考虑存在交易成本的情形下,进一步推导企业的融资选择问题。Myers 和 Majluf 通过模型分析得知,若一个企业保持财务宽松,则可以避免外部融资。如若企业需要筹集外部资金,且可以通过债务和发行股票两种方式筹集时,那么企业会更加偏好债务融资而非股权融资<sup>②</sup>,并由此得到“优序融资理论”,即当存在信息不对称以及交易成本时,企业融资方式会遵循内部融资、外部债务融资、外部股权融资的顺序<sup>[14]</sup>。

一个企业的内部融资能力主要取决于企业内部形成的现金流,而企业现金流等于企业的净利润加上折旧减去股利,因此企业的内部融资能力直接与企业盈利能力相关。结合“优序融资理论”的相关内容,一个企业的盈利能力增强可以使企业的内部融资能力增大,进而减少企业对外部融资的需求,使得企业的杠杆率降低。

综上,兼并重组可以通过提高企业的盈利能力来降低企业对外部融资的依赖,进而降低企业的杠杆率。

## 三、数据说明与特征事实分析

### (一)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<sup>③</sup>,为尽量保持数据完整性并降低误差,借鉴蒋灵多等一文的数据说明<sup>[17]</sup>,本文对中国工业企业数据库进行相对标准化的处理,鉴于 2004 年的工业企业数据涵盖了年销售额低于 500 万的非国有企业,为保持数据的统一性,本文剔除 2004 年该部分非国有企业样本。最后,本文的主要研究对象为 29 个制造业行业中在研究样本初期为国有企业的样本,由此可以得到研究样本企业观测值为 569786 个。本文若使用其他数据样本进行对比分析时将会特别说明。

此外,对于国有企业是否改制重组的识别,本文主要参考 Wang 和 Wang 的方法<sup>[18]</sup>,采用企业登记注册类型的信息来识别企业的兼并重组信息。具体为:(1)根据企业的登记注册类型将企业划分为国有企业<sup>④</sup>、私有企业、混合私有企业、外资企业<sup>⑤</sup>;(2)若一个国有企业转化为私有企业或混合私有企业,则识别为民营企业兼并;(3)若一个国有企业转化为外资企业,则识别为外资企业兼并。若一个国有企业被民营企业兼并或被外资企业兼并,则认为该国有企业发生了改制重组。下文会进一步采用企业实收资本识别不同所有制企业进行稳健性检验。最后,关于企业杠杆率的衡量,结合现有文献的通用方法,本文企业杠杆率用企业的资产负债率即企业总负债<sup>⑥</sup>与总资产的比值来表示。下文采用企业流动负债率衡量企业杠杆率进行稳健性检验。

### (二)改制重组与杠杆率的特征事实分析

1.国有企业改制重组的特征事实。本文主要关注改制重组对国有企业杠杆调整的影响,表 1 主要报告了国有企业改制重组的特征事实。表 1 中数据显示,在研究样本期间,平均有 6.30%的国有企业发生了改制重组行为。从横向比较看,在发生改制重组的国有企业样本中,有 93.68%即九成以上的企业被民营企业兼并,只有 6.32%的企业被外资企业兼并。从纵向比较看,无论是改制重组国有企业的个数还是占比,2004 年之后均迅速下降。这一变化特征可能源于中国在 20 世纪 90 年代末以及 21 世纪初实行的国有企业改革,改革进程基本在 2003 年得以完成。因此,自 2003 年之后(2004 年除外<sup>⑦</sup>)国有企业发生改制重组的概率大大下降。平均而言,1999~2003 年间,国有企业发生改制重组的概率为 7.72%,而在 2005~2007 年间,国有企业发生改制重组的概率为 4.11%。

表 1

国有企业改制重组:总体特征

数据年份	观测值	企业数目(个)			企业占比(%)		
		改制重组企业	民营兼并企业	外资兼并企业	改制重组企业	民营兼并企业	外资兼并企业
1998	79462	—	—	—	—	—	—
1999	79542	4849	4313	536	6.10	88.95	11.05
2000	70395	5248	4908	340	7.46	93.52	6.48
2001	62959	6087	5620	467	9.67	92.33	7.67
2002	57646	3641	3449	192	6.32	94.73	5.27
2003	52446	5110	4872	238	9.74	95.34	4.66
2004	47801	6071	5768	303	12.70	95.01	4.99
2005	42975	2007	1931	76	4.67	96.21	3.79
2006	40100	1871	1816	55	4.67	97.06	2.94
2007	36460	1029	967	62	2.82	93.97	6.03
总体	569786	35913	33644	2269	6.30	93.68	6.32

注:数据源于中国工业企业数据库,并经作者手工整理,1998年数据作为企业兼并重组识别的基准,不存在相关的兼并重组数据,用“—”表示。

表 2 进一步刻画了不同样本国有企业被改制重组的特征事实。本文分别根据不同地区、不同行业与不同企业特征划分国有企业并进行特征事实描述。具体地,地区市场化水平的划分标准为樊纲等计算出的中国市场化指数<sup>[19](p7-9)</sup>,将研究初期市场化指数不低于市场化指数中位数的省份定义为高市场化水平地区,否则定义为低市场化水平地区。行业竞争程度采用四位行业的赫芬达尔指数(HHI)来衡量,具体计算公式为: $HHI_i = \sum_{f=1}^n (\text{totalsale}_{if} / \sum_{i=1}^n \text{totalsale}_{if})^2$ ,其中 $\text{totalsale}_{if}$ 表示行业*i*企业*f*的总销售收入,*n*为行业*i*的企业数。HHI越大,表示市场集中程度越高,即行业的垄断程度越高。将赫芬达尔指数高于赫芬达尔指数中位数的行业定义为垄断行业,将其他行业定义为同质竞争行业。根据企业盈利能力,将连续三年净利润为负的国有企业定义为僵尸企业,将其他企业定义为非僵尸企业<sup>®</sup>。

表 2

国有企业改制重组:分样本特征

(单位:%)

数据年份	地区市场化水平		行业竞争程度		企业盈利能力	
	低市场化	高市场化	同质竞争	垄断竞争	非僵尸企业	僵尸企业
1999	3.67	7.19	5.36	6.35	6.10	—
2000	5.29	8.42	6.39	7.81	7.99	5.19
2001	8.25	10.30	8.80	9.96	10.63	5.20
2002	5.96	6.48	5.17	6.69	6.71	4.32
2003	9.37	9.92	9.59	9.79	10.41	6.30
2004	9.26	14.03	11.27	13.11	13.38	8.07
2005	6.00	4.21	4.70	4.66	4.81	3.67
2006	4.23	4.83	4.37	4.76	4.85	3.51
2007	2.41	2.96	2.63	2.88	2.87	2.41
总体	5.23	6.75	5.62	6.52	6.46	5.04

注:数据源于中国工业企业数据库,并经作者手工整理,1998年不存在企业兼并重组数据,故不在表中列出;僵尸企业的识别涉及滞后两期的特征变量,因此僵尸企业在1999年不存在兼并重组数据,表中用“—”表示。

表 2 数据显示,从地区层面看,市场化程度越高的地区其国有企业被改制重组的概率越大;从行业层面看,垄断行业国有企业被改制重组的概率较大;从企业层面来看,盈利能力越高的企业越有可能被兼并。同时结合纵向和横向的比较看,不同样本的差异特征在中国实行改制重组改革期间(1998~2003年)尤为明显。

2.国有企业杠杆率的特征分析。表 3 展示了国有企业杠杆率的特征事实。从总体样本看,国有企业的平均杠杆率为 67.04%。通过横向比较可以发现,未改制重组的国有企业杠杆率(69.67%)明

显著高于改制重组的国有企业杠杆率(63.94%)；在改制重组的国有企业样本中,被外资兼并的国有企业杠杆率(59.80%)低于被民营企业兼并的国有企业杠杆率(64.23%)。通过纵向比较可以得知,随着年份的推移,各类企业的杠杆率均呈现显著的下降趋势。

表 3 国有企业杠杆率:基于改制重组分类 (单位:%)

数据年份	总体样本	未改制重组企业	改制重组企业	民营兼并企业	外资兼并企业
1998	71.57	72.86	68.52	68.83	64.13
1999	70.63	72.19	67.62	67.99	62.40
2000	69.15	70.92	66.43	66.75	61.85
2001	67.82	69.82	65.47	65.75	61.46
2002	66.30	68.66	63.95	64.20	60.36
2003	65.12	67.86	62.79	63.01	59.61
2004	65.46	68.16	63.15	63.44	58.90
2005	63.05	65.77	61.13	61.44	56.66
2006	61.94	64.51	60.18	60.50	55.66
2007	60.23	62.11	59.04	59.27	55.73
总体	67.04	69.67	63.94	64.23	59.80

注:数据源于中国工业企业数据库,并经作者手工整理。

类似地,表 4 进一步报告了不同样本国有企业杠杆率的特征事实。从地区层面看,低市场化水平的地区国有企业的杠杆率更高;从行业层面看,垄断行业国有企业的杠杆率相对较高;从企业层面来看,盈利能力较差的国有企业杠杆率较高,且从杠杆率大小来看,僵尸企业的平均杠杆率为 87.39%,高出总体样本平均杠杆率(67.04%)约 20 个百分点。同时,在研究样本期间内,各类企业的杠杆率明显下降。

表 4 国有企业杠杆率:分样本特征 (单位:%)

数据年份	地区市场化程度		行业竞争程度		企业盈利能力	
	低市场化程度	高市场化程度	同质竞争行业	垄断行业	非僵尸企业	僵尸企业
1998	74.04	70.59	68.75	72.50	71.57	—
1999	73.62	69.38	68.01	71.53	70.63	—
2000	72.19	67.90	66.37	70.07	64.36	90.06
2001	70.60	66.70	65.89	68.47	63.28	89.39
2002	68.54	65.41	64.46	66.90	62.12	87.90
2003	68.04	64.00	63.62	65.55	61.07	86.65
2004	69.00	64.17	64.30	65.79	62.37	87.10
2005	66.53	61.86	61.50	63.53	59.93	85.41
2006	65.10	60.88	60.23	62.51	58.70	83.30
2007	62.31	59.58	58.28	60.82	57.63	81.88
总体	70.09	65.86	65.01	67.69	64.55	87.39

注:数据源于中国工业企业数据库,并经作者手工整理,僵尸企业的识别涉及滞后两期的特征变量,因此僵尸企业在 1998 年和 1999 年不存在杠杆率数据,表中用“—”表示。

3. 改制重组与国有企业杠杆率。为构建改制重组与国有企业杠杆率的关系,图 1 呈现了改制重组企业与未改制重组企业杠杆率的变动趋势。其中,纵轴为企业的杠杆率水平,横轴为相对年份。相对年份的具体设定如下:对于改制重组企业而言,设定企业发生改制重组当期的相对年份为 0,改制重组的前一期年份为-1,改制重组的后一期年份为 1,以此类推<sup>⑧</sup>。对未改制重组企业而言,企业本身不存在改制重组年份,因此无法构建相对年份,为了便于与改制重组企业进行比较,本文对各个未改制重组企业在 1999~2007 年之间随机抽取一年作为其改制重组年份,并参照改制重组企业的计算方法得到未改制重组企业的相对年份,由此分别得到兼并国有企业与未兼并国有企业的杠杆率在兼并前后的变动趋势。

从图 1 可以得知,未改制重组国有企业的杠杆率明显高于改制重组国有企业的杠杆率。两组企业的杠杆率均呈下降趋势。在改制重组发生之前,改制重组国有企业与未改制重组国有企业的杠杆率呈平行趋势。在改制重组发生之后,改制重组国有企业的杠杆率下降趋势相对更为明显。

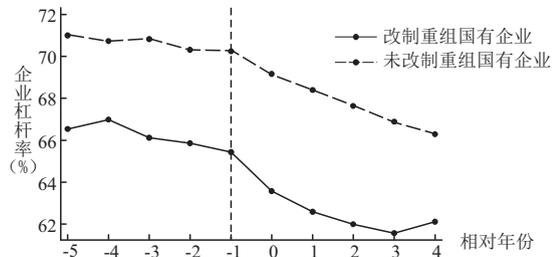


图 1 (未)改制重组国有企业杠杆率的变动趋势

综上所述,平均有 6.30% 的国有企业发生了改制重组,且主要被民营企业兼并;国有企业的平均杠杆率为 67.04%,未改制重组的国有企业杠杆率相对较高。在改制重组企业中,外资兼并企业杠杆率低于民营企业兼并企业杠杆率;改制重组使得企业杠杆率下降更快。此外,地区市场化程度、行业竞争程度与企业盈利能力会影响国有企业改制重组的概率及其杠杆率水平。

#### 四、模型设定与计量分析

为进一步分析国有企业改制重组对企业杠杆率的影响,本文通过构建计量模型对该问题进行检验。具体地,首先基于倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM),在未发生改制重组的国有企业样本中选取改制重组国有企业的对照组企业,再构建双重差分模型(DID)考察改制重组对国有企业杠杆率的可能影响。

##### (一)基于 PSM 选取对照组企业

鉴于国有企业改制重组的选择存在明显的内生性问题,在进行计量估计之前,应审慎讨论模型可能存在的内生性问题。企业选择是否改制重组往往与企业自身的特征变量息息相关,为了使研究样本具有较好的可比性,本文采用 PSM 寻找改制重组国有企业的对照组企业,具体采用企业改制重组前一期的企业特征变量来匹配筛选其对照企业<sup>[18][20]</sup>。企业特征变量的选取包括: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)、企业是否出口(export)、企业资产负债率(debt)、企业流动比率(liquidity)。鉴于不同区域的市场化程度差异较大,这可能会对企业的改制重组行为产生显著影响,因此模型控制了企业的所在区域(region)。此外,模型还控制了年份和两位行业的固定效应。

表 5 分别汇报了基于 Probit 与 Logit 模型得到的国有企业改制重组对企业特征变量的估计结果。其中,第(2)和第(4)列估计结果的标准误差经企业层面聚类调整。回归结果显示,上述企业特征变量均显著影响企业被改制重组的概率,且系数符号与现有文献所得结论相似<sup>[18]</sup>。

基于上述分析得到国有企业被改制重组的影响因素,本文进一步采用 PSM 方法为改制重组的国有企业样本选择未被改制重组的国有企业样本作为其对照组,并进行匹配平行性检验。根据匹配平行性检验结果可知<sup>①</sup>,匹配前处理组与对照组在各匹配变量上几乎都存在显著差异,经匹配后,各变量标准化偏差均减少 90% 以上,且匹配后的 t 检验结果不显著,表明匹配后的改制重组国有企业与未被改制重组的国有企业在各特征变量上不存在系统偏差,因此匹配后样本满足条件独立分布和共同支撑假设条件。

尽管倾向得分匹配法能较好地控制可观测因素对结果的影响,但仍未能解决不可观测因素对国有企业改制重组的影响,从而产生有偏的平均处理效应结果<sup>[21]</sup>。鉴于双重差分(DID)法可有效处理被改制重组的国有企业与未被改制重组的国有企业不可观测的共同趋势问题,倾向得分匹配与双重差分方法结合使用(PSM-DID 方法)可提高非实验评价研究的质量。

##### (二)DID 模型的设定

为进一步探究改制重组对国有企业杠杆率的影响,检验改制重组是否可以有效降低国有企业杠杆率,在基于 PSM 方法进行匹配的基础上,本文构建双重差分模型如下:

$$Debt_{it} = \alpha + \beta Treat_i * Post_t + F_{it-1} \delta + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

表 5

国有企业改制重组的影响因素

	(1) Probit	(2) Probit	(3) Logit	(4) Logit
Ltfp	0.0797*** (27.49)	0.0797*** (29.14)	0.162*** (27.53)	0.162*** (30.00)
Lscale	-0.0435*** (-15.25)	-0.0435*** (-17.81)	-0.0880*** (-15.50)	-0.0880*** (-18.38)
Lage	-0.0510*** (-15.80)	-0.0510*** (-17.07)	-0.102*** (-15.78)	-0.102*** (-17.13)
Lwage	0.0129*** (2.86)	0.0129*** (3.12)	0.0268*** (3.00)	0.0268*** (3.30)
Lcapdes	0.0123*** (3.87)	0.0123*** (4.35)	0.0249*** (3.93)	0.0249*** (4.46)
Lexport	0.0275*** (3.41)	0.0275*** (4.20)	0.0557*** (3.49)	0.0557*** (4.32)
Ldebt	-0.0437*** (-3.64)	-0.0437*** (-4.09)	-0.0952*** (-3.97)	-0.0952*** (-4.49)
Lliquidity	-0.0517*** (-4.26)	-0.0517*** (-4.72)	-0.106*** (-4.39)	-0.106*** (-4.89)
Lregion	0.0661*** (15.61)	0.0661*** (20.19)	0.131*** (15.30)	0.131*** (20.00)
Year FE	是	是	是	是
Industry FE	是	是	是	是
N	427900	427900	427900	427900
pseudo R <sup>2</sup>	0.037	0.037	0.037	0.037

注：\*\*\*、\*\*、\* 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。

模型(1)中,  $f$  表示企业,  $t$  表示年份,  $Debt_{ft}$  表示企业  $f$  在年份  $t$  的杠杆率;  $Treat_t$  用以识别企业  $f$  在研究样本期间是否发生了改制重组行为, 若某一企业发生了改制重组, 则赋值为 1, 否则赋值为 0;  $Post_t$  用以识别企业发生改制重组的时间前后, 本文将某一企业发生改制重组的当年及以后各年份赋值为 1, 将发生改制重组之前的各年份赋值为 0;  $\mu_f$  用以控制企业的固定效应,  $\mu_t$  用以控制年份的固定效应,  $\epsilon_{ft}$  为随机扰动项,  $\alpha, \beta, \delta$  为待估计参数。模型估计所得标准误差均经企业层面聚类调整, 用以缓解可能存在的组内相关性问题的。

此外, 为了降低模型(1)因遗漏变量可能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的一阶滞后项向量  $F_{f,t-1}$ , 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)、企业是否出口 (export)。同时考虑到企业杠杆率可能存在的动态调整及其与企业上一期的融资状况息息相关, 企业特征变量还包含了滞后一期的资产负债率 (debt) 和流动比率 (liquidity)。

### (三) 计量结果分析

表 6 报告了模型(1)的估计结果。第(2)和第(3)列分别在第(1)列的基础上, 依次加入企业和年份固定效应、滞后一期的企业特征变量。从表 6 的估计结果可知, 改制重组对国有企业杠杆率具有显著的负向影响, 即国有企业改制重组可以有效降低国有企业杠杆率。从估计系数大小来看, 改制重组使国有企业杠杆率平均降低 2.34 个百分点。就其经济含义而言, 相对于国有企业平均 67.04% 的杠杆率, 改制重组使得国有企业杠杆率平均降低了 3.49% (2.34/67.04)。可能的原因在于, 改制重组促进了企业生产效率的提升, 提高了企业的盈利能力, 进而使得企业内源融资能力增强, 企业对外源融资的需求下降, 进而促使企业杠杆率降低。

#### (四) 稳健性检验

为了验证改制重组促进国有企业去杠杆这一显著效应是否稳健,本文采用不同变量处理方法、不同样本匹配方法以及不同样本进行稳健性检验,得到各项检验结果如表 7 所示。

具体各项稳健性检验实施如下:(1)采用实收资本比例的标准重新识别企业不同所有制<sup>[22]</sup>,进而识别国有企业是否存在改制重组行为。重新回归结果如表 7 第(1)列。(2)鉴于企业的负债主要由流动负债占主导,因此本文采用流动负债率作为企业负债率的替代变量进行稳健性检验,结果如表 7 第(2)列。(3)采用企业发生改制重组滞后两期的企业特征变量重新进行匹配进而选取相近的对照组进行稳健性检验,结果如表 7 第(3)列。(4)在基准回归中本文采用 1:3 的最近邻匹配方法选取对照组,现采用 1:1 最近邻匹配的方法进行对照组的选取,重新回归结果如表 7 第(4)列。(5)只保留样本期间发生一次兼并重组的企业样本进行稳健性检验,结果如表 7 第(5)列。(6)将 Treat<sub>t</sub> 变量由二值变量替换为分类变量 Treat<sub>2t</sub>,具体地,将改制重组的国有企业进一步细分,将由民营企业兼并的国有企业赋值为 1,将由外资兼并的国有企业赋值为 2,重新回归得到的结果如表 7 第(6)列。(7)鉴于企业的负债合计除了包含从银行等金融机构借来的资金之外,还包括应付票据、应付账款等其他负债,为验证改制重组对国有企业金融业务杠杆率的影响,将负债合计中剔除应付账款、应交所得税、应交增值税、应付利润等负债之后,重新计算企业杠杆率并进行模型估计,结果如表 7 第(7)列。

表 7 各列稳健性估计结果一致显示,国有企业改制重组可以显著降低国有企业杠杆率,表明本文基准回归的结果稳健。

表 6 改制重组与国有企业杠杆调整

	(1) debt	(2) debt	(3) debt
Treat <sub>t</sub> * Post <sub>t</sub>	-0.0476*** (-23.32)	-0.0247*** (-7.60)	-0.0234*** (-7.11)
F <sub>it-1</sub>	否	否	是
Year FE	否	是	是
Firm FE	否	是	是
N	319316	319316	280376
adj.R <sup>2</sup>	0.003	0.514	0.582

注:\*\*\*、\*\*、\* 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;模型标准误差都经企业层面聚类调整。下表同。

表 7 稳健性检验

	(1) debt	(2) shortdebt	(3) debt	(4) debt	(5) debt	(6) debt	(7) debt2
Treat <sub>t</sub> * Post <sub>t</sub>	-0.0428*** (-8.13)	-0.0133*** (-4.07)	-0.0218*** (-6.33)	-0.0190*** (-5.53)	-0.0257*** (-5.76)		-0.0350*** (-2.62)
Treat <sub>2t</sub> * Post <sub>t</sub>						-0.0195*** (-5.23)	
N	138822	280376	249176	231900	203051	274189	274189
adj.R <sup>2</sup>	0.569	0.540	0.555	0.552	0.611	0.577	0.318

注:模型控制了 F<sub>it-1</sub>、Year FE、Firm FE,下表同。

## 五、机制检验与异质性分析

### (一) 机制检验

根据 Myers 和 Majluf 提出的“优序融资理论”,当存在信息不对称以及交易成本时,企业融资方式应遵循内部融资、外部债权融资、外部股权融资的顺序<sup>[14]</sup>。由此可以推知,企业内源融资能力增强可以在一定程度上降低其对外源融资的依赖程度,从而使得企业的杠杆率下降。鉴于此,本文通过进一步构建 PSM-DID 的计量方法分析国有企业改制重组是否提高了企业的内源融资,并结合中介效应分析方法对上述的可能影响路径进行检验并计算该内在机制的解释力度。模型构建如下:

$$\text{Liquidity}_{it} = \alpha + \beta \text{Treat}_t * \text{Post}_t + \gamma F_{it-1} \delta + \mu_t + \mu_i + \vartheta_{it} \quad (2)$$

$$\text{Debt}_{it} = \alpha + \beta \text{Treat}_t * \text{Post}_t + \text{Liquidity}_{it} + \gamma F_{it-1} \delta + \mu_t + \mu_i + \varphi_{it} \quad (3)$$

模型(2)和模型(3)中,  $Liquidity_{it}$  表示企业  $i$  在年份  $t$  的流动比率, 用以衡量企业的内源融资能力。参考 Greenaway 等以及 Wang 和 Wang 的方法, 企业流动比率采用流动资产和流动负债的差额与总资产的比值来表示<sup>[18][23]</sup>;  $\vartheta_{it}$  和  $\varphi_{it}$  为随机扰动项。其他变量与参数说明同模型(1), 在控制了企业特征变量向量  $F_{it-1}$  之后, 上述模型的估计结果如表 8 第(1)和第(2)列所示。该估计系数显示, 改制重组显著提高了企业的流动比率, 即增强了企业的内源融资能力, 且企业流动比率的提高会显著降低企业的杠杆率。据计算可得, 企业内源融资能力的中介效应占总效应的比例为 19.05%, 即改制重组引致的国有企业去杠杆效应的近 1/5 可以通过增强企业内源融资能力来解释。

企业盈利能力提升是企业内源性资本的根本来源, 本文进一步检验改制重组是否通过有效提高企业的盈利能力来增强企业的内源融资能力。模型设定与模型(2)和模型(3)类似, 具体地, 将模型(2)与模型(3)中的  $Liquidity_{it}$  替换为企业利润率 ( $Profit_{it}$ ), 将模型(3)的  $Debt_{it}$  替换为企业的流动比率 ( $Liquidity_{it}$ ), 其中, 企业的利润率采用企业总利润与企业销售产值的比值表示<sup>[18]</sup>。得到的估计结果分别如表 8 第(3)和第(4)列所示。与预期结果一致, 改制重组显著促进了企业盈利能力提升, 而企业盈利能力的提升可提高企业的内源融资能力。根据估计系数计算可知, 企业盈利能力的中介效应占内源融资总效应的比例为 41.63%。

结合已有研究可知, 兼并重组可以促进企业生产率提升与技术升级。《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》中也明确指出: “国有企业应通过创新驱动提高生产率, 增强企业盈利能力, 提高企业资产和资本回报率, 为企业发展提供持续的内源性资本。”同时, 结合上文的理论机制分析可知, 兼并重组可以通过促进企业创新与生产率提升来增强企业的盈利能力, 进而提高企业的内源融资能力。表 8 第(5)和第(6)列报告了国有企业改制重组对企业创新与企业生产率的影响, 估计结果显示, 改制重组可以显著促进国有企业创新, 提高国有企业的生产率, 这与现有文献的研究结论一致。此外, 本文还检验了国有企业改制重组是否会进一步提高了企业的市场势力进而增加企业的市场份额, 通过模型估计得出, 国有企业改制重组对企业市场份额的估计系数为 0.0055,  $t$  值为 0.61, 即国有企业改制重组并不会增加企业的垄断势力。

表 8 内在机制检验

	(1) liquidity	(2) debt	(3) profr	(4) liquidity	(5) newprod	(6) tfp
$Treat_{it}$	0.00743 **	-0.0189 ***	0.00692 ***	0.00461 *	0.00724 ***	0.0230 ***
$* Post_{it}$	(2.23)	(-7.68)	(11.09)	(1.92)	(3.11)	(3.55)
liquidity		-0.600 ***				
		(-3.66)				
profr				0.447 ***		
				(29.89)		
N	280376	280376	274545	274545	280376	275963
adj.R <sup>2</sup>	0.536	0.751	0.526	0.565	0.553	0.718

综合上述分析可以推知, 改制重组促进国有企业去杠杆的路径为: 国有企业改制重组 → 企业创新与企业生产率提升 → 企业盈利能力提高 → 内源融资能力增强 → 企业杠杆率降低。

## (二) 异质性分析

1. 基于不同资金来源: 民营兼并与外资兼并。已有文献研究表明, 不同资金来源对企业行为的影响存在明显差异。Wang 和 Wang 的研究表明, 无论是民营兼并还是外资兼并都可以提高企业的生产率, 虽然外资兼并企业相对于民营兼并企业并没有带来更大的生产率提升, 但外资兼并企业相对而言可以改善企业的融资状况和出口<sup>[18]</sup>。基于此, 本文进一步根据兼并重组的资金来源将改制重组企业划分为民营兼并企业与外资兼并企业, 并进行模型估计。其中, 表 9 第(1)和第(2)列分别汇报了民营兼并重组(未被改制重组企业作为对照组)与外资兼并重组(未被改制重组企业作为对照组)样本的估计结果。

结果显示,无论是民营兼并还是外资兼并都可以显著降低国有企业的杠杆率水平,其中外资兼并可以更大幅度降低国有企业杠杆率。Chen 基于美国数据研究也发现,外资兼并相对于民营兼并而言,对企业生产率和利润都有更大的影响<sup>[20]</sup>,本文的分析结果与上述结论一致。由此可知,在加强国有企业资产负债约束的过程中,可以考虑积极推动国有企业改制重组,以期有效降低国有企业的杠杆率,同时应更多发挥外商投资在国有企业去杠杆过程中的重要作用。

表 9 异质效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	不同资金来源		不同市场化水平	
	民营兼并	外资兼并	高市场化水平	低市场化水平
Treat <sub>t</sub> * Post <sub>t</sub>	-0.0157 *** (-8.52)	-0.0296 *** (-3.11)	-0.0091 *** (-4.60)	-0.0459 *** (-10.70)
N	238676	18576	208571	66233
adj.R <sup>2</sup>	0.647	0.597	0.658	0.619
	(5)	(6)	(7)	(8)
	不同竞争程度		不同盈利能力	
	垄断行业	同质竞争行业	僵尸企业	非僵尸企业
Treat <sub>t</sub> * Post <sub>t</sub>	-0.0194 *** (-9.16)	-0.0096 ** (-2.27)	-0.0512 *** (-4.35)	-0.0123 *** (-5.99)
N	213192	61634	27873	214019
adj.R <sup>2</sup>	0.645	0.688	0.675	0.644

2.基于不同市场化水平:高市场化水平地区与低市场化水平地区。结合上文的特征事实分析,不同市场化水平的地区企业杠杆率存在较大的差异,同时市场化水平较低的地区对国有企业的保护越明显,国有企业被改制重组的概率较低。因此本文进一步对不同市场化水平地区的样本进行模型估计。得到的估计结果如表 9 第(3)和第(4)列所示,估计系数表明,无论是在高市场化水平地区还是低市场化水平地区,改制重组都能促使国有企业杠杆率水平显著降低,且改制重组的去杠杆率效应在低市场化水平地区更大。

结合当前的去杠杆宏观调控思路,政府在积极推动国有企业兼并重组以期降低国有企业杠杆率时,应进一步秉持结构性去杠杆的基本思路,更多关注市场化水平较低地区的国有企业去杠杆,并发挥好国有企业改制重组在该地区去杠杆进程中的重要作用。

3.基于不同竞争程度:垄断行业与同质竞争行业。根据行业竞争程度将行业划分为垄断行业与同质竞争行业,由此得到的估计结果如表 9 第(5)和第(6)列所示,估计系数显示,无论是在垄断行业还是同质竞争行业,改制重组都显著推动了国有企业去杠杆,且改制重组的去杠杆效应在垄断行业更大。因此,在加大对产业集中度不高、同质化竞争突出行业国有企业重组力度的同时,政府应更多关注相对垄断行业国有企业的去杠杆问题,充分发挥兼并重组与混合制改革在推动国有企业去杠杆中的作用。

4.基于企业盈利能力:僵尸企业与非僵尸企业。僵尸企业更多地滋生于国有企业中,且僵尸企业的杠杆率远远高于非僵尸企业的杠杆率<sup>[17]</sup>。2017 年召开的全国金融工作会议就强调:“为防范化解系统性金融风险,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。”为此,本文进一步将国有企业根据企业的盈利水平划分为僵尸企业与非僵尸企业,估计结果如表 9 第(7)和第(8)列所示,估计系数表明,改制重组同时降低了僵尸企业与非僵尸企业的杠杆率水平,且改制重组对国有企业中僵尸企业的去杠杆效应大于其对非僵尸企业的去杠杆效应。因此,政府应更好地发挥兼并重组尤其是非国有资本在国有僵尸企业去杠杆工作中的重要作用。

## 六、结论与政策启示

坚持将国有企业降杠杆作为去杠杆工作的重中之重,是促进国有企业高质量发展、防范化解重大

风险的必然要求。通过兼并重组、混合所有制改革等方式,提高国有企业管理水平和运行效率,则是当前深化国有企业改革的重要战略部署。本文采用 1998~2017 年中国制造业国有企业数据,基于 PSM-DID 方法考察了国有企业改制重组对企业杠杆率的影响。描述统计结果发现,平均有 6.30% 的国有企业发生了改制重组,且主要被民营企业兼并;发生改制重组的国有企业杠杆率明显低于未发生改制重组的国有企业杠杆率,在发生改制重组的国有企业中,外资兼并企业杠杆率低于民营兼并企业杠杆率;此外,地区市场化程度、行业竞争程度与企业盈利能力会影响企业改制重组的概率及其杠杆率水平。实证分析表明,改制重组可以有效推动国有企业去杠杆,改制重组使得国有企业杠杆率平均降低了 3.49%。其作用机制主要体现在:改制重组会促进国有企业创新及生产率提升,提高企业盈利能力,进而增强企业的内源融资能力,降低企业对外源融资的依赖程度,并最终使得企业杠杆率降低。进一步研究发现,外资兼并相对于民营兼并而言,可以更大幅度促进国有企业去杠杆;改制重组的去杠杆效应在市场化水平较低地区和垄断程度较高行业的影响更大;改制重组对僵尸企业的去杠杆效应大于其对非僵尸企业的去杠杆效应。

结合本文的研究结论,我们提出如下政策建议:从企业层面而言,国有企业应进一步通过创新驱动提高生产率,增强企业盈利能力,提高其内源性资本积累能力,为企业发展提供持续的内源性资本,进而强化企业的资产负债自我约束。从政府层面而言,其一,政府应推动企业积极引入民营资本、外资等非公有资本,实现产权主体多元化,积极推动国有企业兼并重组,以资本为纽带完善国有企业治理结构和管理方式,重视外商投资在深化国有企业改革的作用;其二,鉴于地区市场化程度、行业竞争程度与企业盈利能力均会影响兼并重组的去杠杆效应,政府在通过兼并重组等方式推进国有企业去杠杆及深化国有企业改革进程中,要充分发挥市场机制的作用,坚持因地施策、因业施策、因企施策。

#### 注释:

①横向兼并可以使企业实现规模经济,提高企业在行业中的垄断地位;纵向兼并可以使企业对原材料和销售渠道的控制能力增强。

②由于 Myers 和 Majluf 一文的理论推导内容比较详尽,且模型部分并非本文的核心贡献所在,因此本文不再赘述该理论的推导过程,仅重点阐述模型的推导结论<sup>[14]</sup>。

③Hsieh 和 Song 曾指出,中国在 20 世纪 90 年代末民营化改革的主要是为了解决国有企业的不良贷款问题。因此,本文认为基于 1998~2007 年的样本数据开展研究对现阶段解决国有企业杠杆率过高问题仍有一定的参考价值<sup>[16]</sup>。

④参照 Wang 和 Wang 的方法,本文将国有企业与集体企业归并为国有企业,其原因在于国有企业与集体企业往往包含政府或半政府所有权(semi-government ownership)<sup>[18]</sup>。

⑤本文将登记注册类型为 110、120、141、142、143、151 的企业定义为国有企业;将登记注册类型为 171、172、173、174 的企业定义为私有企业;将登记注册类型首位为 1 的类型中除国有企业与私有企业之外的其他企业定义为混合私有企业;将登记注册类型首位为 2 的类型(港澳台资企业)和首位为 3 类型(外商投资企业)的企业统一定义为外资企业。

⑥本文的总负债为企业的流动负债和长期负债的合计。

⑦2004 年的数据特征比较特殊,在 Wang 和 Wang 整理的企业兼并重组数据中,2004 年发生兼并重组企业的个数也呈现明显增加的特征<sup>[18]</sup>。

⑧在现有识别僵尸企业的文献中,普遍的识别标准均将企业杠杆率作为识别标准之一,为了尽量避免僵尸企业的识别标准与被解释变量(企业杠杆率)之间的内生性,本文采用企业的盈利能力作为僵尸企业的识别标准之一。其依据在于,僵尸企业往往是入不敷出的低效率企业,其盈利能力较弱。

⑨事实上,由于本文的研究期间为 1998~2007 年,除 1998 年作为基期之外,其他各年份均存在企业的兼并重组数据,因此相对年份的取值范围为-9~8。鉴于相对年份在[-9,-6]与[5,8]中各年份的观测值在全样本的 2% 以下,因此图 1 主要刻画相对年份为[-5,4]区间的变动趋势。

⑩限于篇幅,本文未呈现匹配平行性检验结果的表格,留待备索。

#### 参考文献:

- [1] 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.
- [2] 蒋灵多,陆毅.市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆[J].中国工业经济,2018,(11):155—173.
- [3] Cecchetti, S.G., Kharroubi, E. Reassessing the Impact of Finance on Growth[Z]. Bank for International Settlements Working Paper, No. 381. 2012.
- [4] 马勇,陈雨露.金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J].经济研究,2017,(6):31—45.
- [5] 张一林,蒲明.债务展期与结构性去杠杆[J].经济研究,2018,(7):32—46.
- [6] 蒋灵多,陆毅,纪琰.贸易自由化是否助力国有企业去杠杆[J].世界经济,2019,(9):101—125.
- [7] Kamien, M.I., Zang, I. The Limits of Monopolization through Acquisition[J]. The Quarterly Journal of Eco-

nomics, 1990, 105(2): 465—499.

[8] Röller, L. H., Stennek, J., Verboven, F. Efficiency Gains from Mergers[Z]. SSOAR Working Paper, 2000, <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-116083>.

[9] Jovanovic, B., Rousseau, P. L. Mergers as Reallocation[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2008, 90(4): 765—776.

[10] Braguinsky, S., Ohyama, A., Okazaki, T., et al. Acquisitions, Productivity, and Profitability: Evidence from the Japanese Cotton Spinning Industry[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(7): 2086—2119.

[11] Arnold, J. M., Javorcik, B. S. Gifted Kids or Pushy Parents? Foreign Direct Investment and Plant Productivity in Indonesia[J]. *Journal of International Economics*, 2009, 79(1): 42—53.

[12] Nocke, V., Yeaple, S. An Assignment Theory of Foreign Direct Investment[J]. *The Review of Economic Studies*, 2008, 75(2): 529—557.

[13] Guadalupe, M., Kuzmina, O., Thomas, C. Innovation and Foreign Ownership[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(7): 3594—3627.

[14] Myers, S. C., Majluf, N. S. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have[J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2): 187—221.

[15] Modigliani, F., Miller, M. H. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment [J]. *American Economic Review*, 1958, 48(3): 261—297.

[16] Hsieh, C. T., Song, Z. M. Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China[Z]. NBER Working Paper, No. 21006, 2015.

[17] 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.

[18] Wang, J., Wang, X. Benefits of Foreign Ownership: Evidence from Foreign Direct Investment in China[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97(2): 325—338.

[19] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.

[20] Chen, W. The Effect of Investor Origin on Firm Performance: Domestic and Foreign Direct Investment in the United States[J]. *Journal of International Economics*, 2011, 83(2): 219—228.

[21] Dehejia, R. Practical Propensity Score Matching: A Reply to Smith and Todd[J]. *Journal of Econometrics*, 2005, 125(1—2): 355—364.

[22] 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.

[23] Greenaway, D., Guariglia, A., Kneller, R. Financial Factors and Exporting Decisions[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73(2): 377—395.

(责任编辑: 胡浩志)