

# 反垄断与企业去杠杆

## ——基于《反垄断法》实施的经验证据

吴浩<sup>1,2</sup> 田沃<sup>2</sup> 解维敏<sup>2</sup>

(1.鞍山师范学院,辽宁 114007;2.东北财经大学,大连 116025)

**内容提要:**本文以《反垄断法》实施为切入点,基于2001年-2018年上市公司数据,采用双重差分方法,对反垄断与微观企业去杠杆的关系进行实证研究。研究发现:(1)《反垄断法》实施能够促进企业去杠杆,相对于竞争性企业,垄断性企业去杠杆可能性和去杠杆程度在《反垄断法》实施后显著提高;(2)《反垄断法》实施会降低企业的垄断程度,提高企业自身面临的风险水平,最终影响企业的去杠杆可能性和去杠杆程度;(3)《反垄断法》对企业去杠杆的作用体现在企业银行贷款规模的显著下降。本文研究为评价中国反垄断的经济后果增添了新的证据,丰富了微观企业去杠杆领域的研究文献,也为防范化解系统性金融风险、完善反垄断监管和新一轮《反垄断法》的修订,提供重要参考信息和政策启示。

**关键词:**反垄断 去杠杆 垄断程度 企业风险

**中图分类号:**F832.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2023)06-0089-15

### 一、引言

系统性金融风险严重威胁金融体系安全和实体经济的稳定发展。习近平总书记曾指出“防范化解金融风险特别是防止发生系统性金融风险,是金融工作的根本性任务”。而在诸多可能诱发系统性金融风险发生的因素中,非金融企业杠杆率过高成为诸多金融风险来源的重要风险点。系统性金融风险的累积过程,表现之一就是杠杆率不断升高的过程。近年来,中国企业杠杆水平持续快速攀升,数值

远超国际清算银行设定的OECD国家企业部门杠杆率90%的警戒值,在全球处于较高水平(易纲,2020)。杠杆率居高不下使得我国经济正面临着金融风险逐步显现的挑战。企业高杠杆和背后的金融资源错配已经成为制约中国经济可持续增长的重要因素。

如何化解企业高杠杆是防范和化解系统性金融风险的关键所在,也是中国当前面临的重要经济问题之一。去杠杆作为调结构促改革缓解系统性金融风险的重要举措,国家从顶层设计角度出

[收稿日期]2023-03-23

[作者简介]吴浩,管理学院讲师,东北财经大学博士研究生,研究方向为公司财务、企业去杠杆;田沃,国际商学院硕士研究生,研究方向为反垄断、财务会计;解维敏,会计学院教授、博士生导师,研究方向为反垄断、企业创新。

[基金项目]辽宁省教育厅基本科研项目重点攻关项目“‘双碳’目标下异质性环境规制工具对企业绿色创新的经济效应与提升对策研究”(LJKZZ20220123)。

发颁布并实施了多个去杠杆政策。然而,通过提高融资成本和融资门槛来限制企业资产负债率增加的传统“一刀切”式的去杠杆政策对实体经济产生了较大的负面影响,去杠杆政策应根据部门和债务类型结构进行调整,既要降低国企的不合理杠杆以防止风险累积,也要保留有效杠杆保证优质民企的融资需求得到满足。通过结构性调整,释放过去较长时间以来持续加杠杆所积累的金融风险,这一过程需要企业、政府和市场三方协调配合,审慎选择渠道和对象,最大程度降低和化解风险(余东华和巩彦博,2017)。在这一过程中更需要充分发挥市场在资源配置过程中的决定性作用,在去杠杆过程中尽可能发挥市场“看不见的手”的作用,依靠市场力量来实现企业自身的杠杆结构调整。

中国企业高杠杆化形成的背后是资源的无序错配,垄断问题成为限制市场竞争和资源自由流动的重要因素,制约了市场机制的功能,引发资源错配,降低资源配置效率,造成效率和福利损失(唐要家,2008;于良春、张伟,2010),也抑制了市场竞争机制促进企业去杠杆作用的发挥。反垄断是在市场机制本身无法消除垄断而且垄断行为会严重伤害市场机制时,政府可以通过反垄断政策恢复和维护市场竞争,保证市场经济的有效运转(唐要家,2008)。反垄断作为优化市场配置资源的重要举措,可以拓展产品市场、拓宽投资领域、优化要素资源配置,促进市场主体公平有序竞争,充分发挥市场“看不见的手”的功能。《反垄断法》的实施使市场准入条件更加宽松,创造了更加开放、公平和透明的市场环境,给予市场参与者更多能动性,使企业在充分竞争中激发活力,推动金融机构融资资源

的市场化导向配置,促进企业杠杆结构的优化调整。为此,本文以《反垄断法》实施这一准自然实验为研究场景,系统研究反垄断对影响微观企业去杠杆的影响。

在学术研究领域,与本文研究主题相关的文献包括反垄断与去杠杆两个方面。部分学者研究发现反垄断能够优化企业投资行为(王彦超、蒋亚含,2020),提高债务市场竞争中性程度(王彦超等,2020),提高企业产能利用率(张韩等,2021;刘斌、赖洁基,2021),影响企业审计费用(赵婷婷等,2021)。也有研究发现反垄断会抑制企业创新活动(余明桂等,2021)。从现有研究看,关于反垄断经济后果的研究结论不一。关于企业去杠杆影响因素的相关文献,已有研究发现影响企业杠杆结构调整的因素有国家制度体系(Öztekın、Flannery,2012)、企业特征(DeAngelo、Roll,2015;Harry等,2018;许晓芳等,2020)、市场化发展程度(姜付秀、黄继承,2011)等。尽管已有文献对影响企业去杠杆因素进行了多方面的探讨,但关于反垄断对微观企业去杠杆行为的影响及内在作用机理,仍缺乏深入、细致的研究。

本文学术贡献体现在以下几个方面:首先,研究反垄断对微观企业去杠杆的直接影响,丰富了去杠杆领域的研究文献。其次,结合微观企业经验证据来系统检验反垄断对企业去杠杆的效果,是对已有关于反垄断经济后果研究的重要补充。第三,紧扣“反垄断”与“去杠杆”这两个重要话题,考察了反垄断与微观企业去杠杆的关系,为理解国家反垄断政策如何更好地作用于微观企业去杠杆提供了新的证据。最后,本文的研究结论也为防范化解系统性金融风险、进一步优化反垄断监管政策和新一轮《反垄断法》修订,提供重要参

考信息和政策启示。

## 二、理论分析与研究假设提出

企业去杠杆实质上是资本结构动态调整过程。探讨反垄断与企业去杠杆的逻辑关系,首先要厘清垄断与企业杠杆率高企的内在联系。一方面,垄断性企业可以通过限定市场准入条件,提高进入壁垒,抑制产品市场竞争,从而不断提升企业市场势力。市场势力提升可以使垄断性企业以较低的成本获取信贷资源,从而使企业极易出现杠杆率偏高的现象。另一方面,垄断性企业为了不断攫取垄断利润,企业通常会扩大投资,利用自身融资优势地位,增加信贷融资,从而提高了企业杠杆水平。综上,垄断抑制了市场机制“优胜劣汰”的调节作用,降低了信贷资源配置效率,导致高杠杆现象的出现。《反垄断法》是由国家颁布实施的法律,其法律位阶较高,具有约束和规范的作用,《反垄断法》实施后市场监管与审查会不断加强,进而对垄断行为起到强有力的威慑作用,削弱企业进行垄断经营的动机,从源头上减少垄断行为的出现,从而优化市场结构、增强市场机制作用的发挥,使企业面临的内外部环境发生改变,进而影响企业资本结构。具体来说,《反垄断法》实施会从有效抑制垄断行为、提高企业风险两个方面促进企业去杠杆。

首先,《反垄断法》实施可以有效抑制垄断,降低企业垄断程度,减弱企业市场势力,维护市场竞争,提高了垄断程度较高的企业依赖垄断地位与优势获取融资的难度,最终促进企业自身杠杆率的调整。企业经营离不开市场,市场竞争是企业杠杆结构选择的重要影响因素(Brander、Lewis,1986)。激烈的产品市场竞争导致企业收益水平下降,而收益

水平下降降低了企业担保价值,增加企业异质性风险(Irvine、Pontiff,2009),提高企业违约概率,导致企业外部融资环境苛刻,增加获取外部融资难度。此外,银行等金融机构在与企业签订融资合同时综合考虑公司所属行业的结构特征和竞争程度对公司未来收益或者持续经营不确定性的影响,企业垄断程度的降低削弱了企业在金融市场中的融资优势地位,导致银行等金融机构为其提供信贷资源的机会成本上升,出于安全性和违约风险考虑,银行等金融机构会选择提高贷款利率和降低贷款供给来弥补风险溢价,限制了企业贷款规模,从而降低了杠杆水平。即《反垄断法》实施会通过降低企业垄断程度,提升市场竞争水平,使企业融资难度明显增高,最终促使企业进行自身杠杆水平的调整,降低企业杠杆率。

其次,《反垄断法》实施降低了垄断程度较高企业的垄断利润(王彦超等,2020),提高了企业业绩波动性,导致企业潜在风险水平加大,并影响企业的杠杆率调整。潜在风险的增加使企业管理层对未来经济形势的判断更加困难,加之基于预防动机及财务弹性、风险收益权衡等方面的考量,管理者会在一定程度上降低企业的风险偏好,采取比较保守的财务战略,使企业在选择投资项目时会更加谨慎,减少风险较大项目的投资,这就使得企业在主观上减少了对资金的需求,降低自身的负债水平。此外,企业风险提高也使得外部投资者更难以获得企业准确信息,信息不对称问题变得更为严重,导致企业债券信用评级降低和代理成本增加。较高风险环境也提高了企业的外部融资成本,降低了银行批准新的信贷申请的意愿。同时,在国家去杠杆政策背景下,银行将采用更加谨慎的信贷行为以规避企业自身风险提升所带来

的负面影响,使其更倾向于减少风险较高项目的信贷资源投放,降低企业信贷可得性。而且,《反垄断法》实施后,垄断性企业面临风险水平的上升与原本优势地位的下降使得具有逐利性的资本转向盈利能力更强的企业,这也进一步导致垄断性企业负债水平的降低。因此,在企业自身面临风险水平提高的背景下,企业的负债杠杆将显著降低。

基于上述分析,本文提出研究假设:《反垄断法》实施可以促进企业去杠杆。

### 三、实证研究设计

#### (一)数据来源与样本选择

《反垄断法》于2008年8月1日实施,为了保证《反垄断法》实施前后各上市企业财务数据具有可比性,本文选取2001年-2018年<sup>①</sup>沪深两市A股上市企业作为初始样本。本文所有使用的企业财务数据、省级宏观经济数据来源于CSMAR数据库、CNRDS数据库和Wind数据库。借鉴已有研究,本文采用以下标准对样本进行筛选和处理:(1)剔除样本企业中的金融类企业;(2)剔除研究期间杠杆率大于1、挂牌ST、\*ST、SST和退市的企业;(3)为保证数据质量,对主要变量存在数据缺失的样本给予剔除;(4)为消除极端值影响,本文对数据中的连续变量进行1%和99%缩尾处理。经过以上处理,最终得到2001年至2018年28598个“企业-年份”观察样本。

#### (二)模型设计

##### 1.实验组和对照组的构建

《反垄断法》实施为研究反垄断对企业去杠杆

的影响提供了一个良好的准自然实验场景。考虑到《反垄断法》对不同垄断程度企业施加的影响具有差异性,本文采用双重差分方法检验《反垄断法》实施对企业去杠杆的影响。

已有研究发现,反垄断审查过程中市场集中度和市场份额是执法机构进行审核的关键因素。参照现有研究(余明桂,2021),本文以赫芬达尔指数和市场份额作为判定企业是否属于垄断性质企业的依据。具体而言,首先,本文选取反垄断法实施前每一年行业集中度(HHI)高于当年所有行业集中度中位数的行业,然后再从这些高集中度行业中选择市场份额前四名的企业,将这些样本定义为垄断性企业(实验组),全部样本中除定义为垄断性企业之外的其他样本定义为竞争性企业(对照组)。

##### 2.模型与变量

相比于直接比较企业在《反垄断法》实施前后企业杠杆的变化,通过比较垄断性企业和竞争性企业在《反垄断法》实施前后企业去杠杆可能性和去杠杆程度变化的差异,可以有效缓解其他潜在因素对研究结果的干扰,缓解内生性问题。因此,本文采用双重差分法检验反垄断对企业去杠杆的影响,模型设定如下:

$$Dlev\_bin_{i,t}/Dlev_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Post_t * Treat_i + \beta_3 Treat_t + \beta Controls_{i,t} + \mu + \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中, $Dlev\_bin$ 表示企业去杠杆可能性,通过比较企业当期杠杆水平与上期杠杆水平大小获得。 $Dlev$ 表示企业去杠杆程度,参考许晓芳等(2020)研究,通过企业第 $t$ 年杠杆率减去第 $t-1$ 年杠杆率除以第 $t-1$ 年杠杆率得到,该值为负且越小,则说明企业去杠杆程度越高。 $Post$ 表示《反垄断法》实施前后的虚拟变量,实施前年度取值为0,实施后年度取值为1,即当样本观测值处于2009年及以后

<sup>①</sup>借鉴王彦超和蒋亚含(2020)的研究,为了保证双重差分方法在政策实施前后研究样本的对称性,同时考虑到2019年以后新冠疫情对企业杠杆结构的影响会干扰本文研究结论的稳健性。因此,本文将研究样本区间确定为2001-2018年。

时赋值为 1, 否则为 0。 $Treat$  为虚拟变量, 当企业属于垄断性质企业时取值为 1, 否则取值为 0。 $Controls$  表示其他控制变量, 变量详细定义参见表 1。此外, 本文控制了时间固定效应( $\delta$ )和行业固定效应( $\mu$ ), 同时为了避免聚集效应对标准误的影响, 本文回归检验时在企业层面进行了 Cluster 处理。 $Dlev\_bin$  用

于检验企业去杠杆可能性,  $Dlev$  用于检验企业去杠杆程度, 交乘项  $Post*Treat$  系数  $\beta_2$  为本文主要考察的系数, 它反映的是《反垄断法》实施这一政策冲击对企业去杠杆的实际影响。考虑到企业去杠杆可能性为 0/1 变量, 所以对于因变量为  $Dlev\_bin$  的模型, 本文采用 Logit 回归方法。

表 1 变量定义表

变量	符号	定义
企业去杠杆可能性	$Dlev\_bin$	若企业当期杠杆水平小于上期, $Dlev\_bin$ 取值为 1, 否则取值为 0
企业去杠杆程度	$Dlev$	(第 $t$ 年杠杆率 - 第 $t-1$ 年杠杆率) / 第 $t-1$ 年杠杆率
企业分组虚拟变量	$Treat$	《反垄断法》实施前每一年大于年度行业集中度中位数的行业里市场份额前 4 名的企业, $Treat$ 取值为 1, 否则为 0
政策实施虚拟变量	$Post$	样本观测值处于 2009 年及以后时取值为 1, 否则为 0
企业年龄	$Age$	企业成立年限 +1 后取自然对数
企业总资产收益率	$Roa$	税后净利润 / 总资产
企业规模	$Size$	总资产取自然对数
企业主营业务增长率	$SaleG$	主营业务的增长率
企业杠杆率	$Lev$	总负债 / 总资产
企业股权集中度	$ShrH$	企业第 1 大股东持股比例占公司总股数的比例
企业独立董事比例	$Indr$	独立董事占全部董事的比例
企业高管持股比例	$GmShr$	高管持股比例占公司总股数的比例
产权性质	$SOE$	企业为国有企业时取值为 1, 否则为 0
省份人均 GDP	$GdpP$	各省份的人均 GDP 取自然对数
省份市场化指数	$Mark$	中国分省份市场化指数
竞争程度	$HHI$	分行业计算的赫芬达尔指数
企业所属区域 <sup>①</sup>	$Region$	企业处于东部地区时取值为 1; 东北部地区取值为 2; 中部地区取值为 3; 西部地区取值为 4
行业	$Ind$	当处于该行业时为 1, 否则为 0
年度	$Year$	当处于该年度时为 1, 否则为 0

### 3. 主要变量的描述性统计分析

表 2 报告了样本变量的描述性统计分析结果。企业去杠杆可能性 ( $Dlev\_bin$ ) 的均值为 0.4340, 标

准差为 0.4960, 表明有近一半的样本企业存在去杠杆行为且各样本企业的去杠杆可能性存在较大差异。企业去杠杆程度 ( $Dlev$ ) 的均值为 0.0657, 标准差为 0.3060, 最小值为 -0.6130, 最大值为 1.7050, 表明各样本企业去杠杆程度具有较大差异, 上述两个变

<sup>①</sup>根据国家“十一五”规划纲要提出的新的战略区域划分标准进行划分。

量能够较好地刻画《反垄断法》实施对企业杠杆结构调整的影响,有利于开展后续回归等计量分析。

其他各变量的统计特征均在合理范围内,与以往文献基本保持一致,具体如下表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计分析

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值	p25	p50	p75
<i>Dlev_bin</i>	28598	0.4340	0.4960	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Dlev</i>	28598	0.0657	0.3060	-0.6130	1.7050	-0.0660	0.0188	0.1330
<i>Age</i>	28598	2.7480	0.3810	0.0000	4.1590	2.4850	2.7730	2.9960
<i>Roa</i>	28598	0.0367	0.0579	-0.2730	0.1960	0.0134	0.0350	0.0635
<i>Size</i>	28598	21.9500	1.2700	19.1400	25.7800	21.0300	21.7800	22.6700
<i>SaleG</i>	28598	0.4450	1.3470	-0.7530	10.2000	-0.0380	0.1320	0.4250
<i>Lev</i>	28598	0.4500	0.2060	0.0508	1.0000	0.2890	0.4520	0.6080
<i>ShrH</i>	28598	0.3620	0.1530	0.0900	0.7510	0.2400	0.3420	0.4720
<i>Indr</i>	28598	0.3797	0.0097	0.0000	0.6364	0.3333	0.3750	0.4286
<i>GmShr</i>	28598	0.0479	0.0117	0.0000	0.5816	0.0000	0.0054	0.0129
<i>SOE</i>	28598	0.4800	0.5000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>GdpP</i>	28598	10.7600	0.6830	8.6710	11.9100	10.4100	10.8500	11.2600
<i>Mark</i>	28598	7.5710	1.7760	2.9200	9.9700	6.3200	7.7300	9.1800
<i>HHI</i>	28598	0.0996	0.1050	0.0150	0.7020	0.0432	0.0663	0.1210
<i>Region</i>	28598	1.8150	1.1700	1.0000	4.0000	1.0000	1.0000	3.0000

#### 四、检验结果与分析

(一)《反垄断法》对企业去杠杆影响的实证结果

##### 1. 基准回归结果

本文按照前文所提出的双重差分模型对反垄断与企业去杠杆之间的关系进行了检验。结果如表 3 所示,表 3 中第 1 列和第 3 列的被解释变量为企业去杠杆可能性,其中第 1 列为没有控制企业层面、地区层面特征的回归结果,回归结果显示,第 1 列和第 3 列的交乘项系数  $Post * Treat$  都显著为正,

说明与对照组相比,《反垄断法》实施后实验组企业更可能去杠杆。第 2 列和第 4 列的被解释变量为去杠杆程度的回归结果,其中第 2 列为没有控制企业层面、地区层面特征的回归结果,结果显示,第 2 列和第 4 列的交乘项系数  $Post * Treat$  都显著为负,且在统计上显著,说明与对照组相比,《反垄断法》实施后,实验组企业去杠杆程度更高。以上结果说明,与竞争性企业(对照组)相比,垄断性企业(实验组)在《反垄断法》实施后企业去杠杆可能性更大、去杠杆程度也更高。

##### 2. 稳健性检验

本文采用以下几种方法进行稳健性分析<sup>①</sup>:第

<sup>①</sup>由于篇幅所限,稳健性检验结果并未在文中汇报。

表3 《反垄断法》对企业去杠杆影响的双重差分检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dlev_bin	Dlev	Dlev_bin	Dlev
<i>Post</i>	0.0897*** (2.6670)	0.0120*** (2.7230)	-0.1488 (-1.1947)	0.0654*** (3.9177)
<i>Post*Treat</i>	0.1513** (1.9998)	-0.0517*** (-5.8556)	0.1417* (1.7050)	-0.0328*** (-3.5599)
<i>Treat</i>	0.0828 (1.3599)	-0.0049 (-0.6742)	0.1483** (1.9967)	-0.0022 (-0.2603)
常数项	-0.3645*** (-12.4144)	0.0628*** (17.5257)	-1.2065** (-2.0041)	0.4641*** (5.8393)
常数项	No	No	Yes	Yes
<i>Ind</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Year</i>	No	No	Yes	Yes
N	28589	28589	28589	28589
PseudoR <sup>2</sup> /R <sup>2</sup>	0.0013	0.0032	0.0472	0.0506

注:括号内为经过公司层面聚类调整的 T 值或 Z 值,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

一,为了验证双重差分模型的适用性,首先对实验组和对照组进行平行趋势检验。本文以反事实法来验证本文使用的双重差分模型的平行趋势前提条件是否成立。具体而言,本文通过虚拟的政策实施年份重新进行回归来对平行趋势进行判断。研究发现,无论《反垄断法》实施虚拟年份是2004年、2005年、2006年或2007年,交乘项系数均不显著,说明如果没有《反垄断法》实施的冲击,实验组和对照组去杠杆可能性和去杠杆程度的变化趋势不存在系统性差异,满足了平行趋势假设。第二,本文采用倾向得分匹配(PSM)的方法为实验组匹配对照组,以模型(1)中的所有控制变量为特征变量对实验组和对照组进行匹配,然后按照模型(1)进行双重差分检验。研究发现,经过PSM匹配后的回归结果没有发生实质性改变,说明在控制了可能存在的内生性

问题之后,结果仍然与本文之前的结论一致。第三,为了进一步增强本文研究结论的可靠性,证明是《反垄断法》实施引起了企业去杠杆可能性和去杠杆程度的变动,本文进行了安慰剂检验。具体而言,本文随机分配实验组和对照组,在原参与双重差分检验的样本中随机选取样本作为随机分配的实验组和对照组,然后进行双重差分检验,并记录交乘项系数和t值,重复上述步骤500次。研究发现,除了以去杠杆程度为被解释变量的第5分位数之外,其余交乘项系数的t值均不显著,这说明本文结果不是随机的,也表明本文研究结论是稳健的。第四,本文将《反垄断法》实施前每一年大于年度行业集中度中位数的行业里市场份额前3名的企业定义为垄断性企业。研究发现,按照市场份额前3名重新定义实验组和对照组后,研究结论仍保持一致。

第五,在前文检验中,本文将《反垄断法》实施当年(2008)年包含在样本中,由于《反垄断法》在2008年中后期正式实施,本文可能无法得到一个前后一致的窗口期;其次,考虑到《反垄断法》对行政性垄断行业予以豁免,将行政性垄断行业包含在原始样本中可能会对本文的研究结果产生影响。基于以上两点分析,本部分分别对去掉《反垄断法》实施当年样本和排除行政性垄断行业<sup>①</sup>的样本重新进行双重差分检验,研究结果与本文之前的研究结论一致。第六,为了降低反向因果关系所导致的内生性问题干扰,这里对本文核心解释变量  $Dlev\_bin$  和  $Dlev$  进行了滞后一期处理,研究结论与之前研究结果一致,说明本文的研究结果是稳健的。

### (二)《反垄断法》对企业去杠杆影响的作用机制检验

本文进一步检验了《反垄断法》实施对企业杠杆调整影响的作用机制。前文理论分析认为,《反垄断法》实施能够提升市场竞争水平进而降低高垄断水平企业的垄断程度,并增加了企业所处环境的复杂性、提高了企业自身风险水平。因此,在作用机制检验中,本文从《反垄断法》实施降低企业的垄断程度和提高企业自身风险两个方面进行了检验。

#### 1.降低企业垄断程度

本文首先检验了《反垄断法》实施后企业垄断程度的变化,进而从垄断程度角度厘清《反垄断法》实施影响企业去杠杆的作用机制。参考已有研究(Baron、Kenny,1986;肖土盛等,2023),本文通过构建模型(2)和(3)对降低企业垄断程度这一机制进行检验。

$$Lena_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Post_t * Treat_i + \beta_3 Treat_i + \beta_4 Controls_{i,t} + \mu + \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

<sup>①</sup>参考现有研究(杨青等,2018),排除原始样本中矿业,石油加工、炼焦和核燃料加工,黑色金属冶炼及延压工业,有色金属冶炼及延压工业,电力、热力、燃气及水生产和供应业等行政性垄断行业的样本。

$$Dlev_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Post_t * Treat_i + \beta_3 Treat_i + \beta_4 Lena_{i,t} + \beta_5 Controls_{i,t} + \mu + \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(2)和(3)中, $Lena$ 为企业垄断程度,参考陈志斌和王诗雨(2015)研究,本文使用勒纳指数衡量企业垄断程度,具体通过(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入计算得到,勒纳指数数值越大,代表企业垄断程度越高。回归结果如表4所示,第1列中交乘项系数在5%水平上显著为负,表明《反垄断法》实施后,与竞争性企业相比,垄断性企业的勒纳指数显著下降,说明了《反垄断法》实施后,垄断性企业的垄断程度显著下降。第2列  $Lena$  的回归系数显著为正,交乘项系数显著为负,进一步说明,在考虑企业垄断程度因素下,垄断性企业在《反垄断法》实施后企业去杠杆程度更高。因此,《反垄断法》实施能够通过降低垄断性企业的垄断程度,进而影响垄断性企业去杠杆行为。

#### 2.提高企业风险水平

《反垄断法》实施是我国在维护市场公平、促进市场竞争方面做出的重要举措。因此,《反垄断法》实施可能会降低垄断性企业的经营利润,限制其利用垄断地位获取竞争优势,从而提高了企业风险水平,从而影响了企业杠杆水平。本文接下来考察了《反垄断法》实施对企业风险的影响,进而从企业风险的角度厘清《反垄断法》实施影响企业去杠杆的作用机制。

$$Risk1_{i,t} / Risk2_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Post_t * Treat_i + \beta_3 Treat_i + \beta_4 Controls_{i,t} + \mu + \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Dlev_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Post_t * Treat_i + \beta_3 Treat_i + \beta_4 Risk1_{i,t} / Risk2_{i,t} + \beta_5 Controls_{i,t} + \mu + \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

为了检验《反垄断法》实施后企业风险对企业去杠杆的影响效果,本文构建模型(4)和(5)对提高企业风险水平这一机制进行检验,参照 John 等

表 4 《反垄断法》实施对企业垄断程度影响的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>Lena</i>	<i>Dlev</i>
<i>Post</i>	0.0726*** (5.7830)	0.0531*** (3.1922)
<i>Post* Treat</i>	-0.0136** (-2.3298)	-0.0305*** (-3.3238)
<i>Treat</i>	-0.0173** (-2.5622)	0.0007 (0.0808)
<i>Lena</i>		0.1690*** (8.8962)
<i>Constant</i>	-0.2349*** (-3.1772)	0.5038*** (6.3534)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	28589	28589
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.4699	0.0510

注:括号内为经过公司层面聚类调整的 T 值或 Z 值,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

(2008)、王彦超等(2020)研究,本文使用盈利波动性来衡量企业风险,具体通过三年滚动期内经过行业调整的企业利润率标准差(*Rsik1*)和极差(*Risk2*)来计算企业面临的风险。《反垄断法》实施对企业风险影响的回归结果如表 5 所示,第 1 列和第 2 列中的结果显示,交乘项系数在 1%水平上显著为正,表明《反垄断法》实施后,与竞争性企业相比,垄断性企业风险显著上升。第 3 列 *Rsik1* 和第 4 列 *Risk2* 的回归系数显著为负,交乘项系数显著为负,进一步说明,在考虑企业风险因素下,垄断性企业在《反垄断法》实施后企业去杠杆程度更高。综上所述,《反垄断法》实施能够通过提高垄断性企业风险水平,进而影响企业去杠杆行为。

(三)《反垄断法》对企业去杠杆影响的异质性分析

### 1. 重点关注行业

考虑到不同行业的企业杠杆率之间存在结构性差异,本文进一步从不同行业角度进行异质性分析,主要关注制造业、房地产业、批发零售业。根据 2012 年《上市公司行业分类指引》对样本进行划分,然后对各样本组进行回归分析,对比各样本组在《反垄断法》实施前后对企业去杠杆影响的差异。回归结果见表 6 和表 7,从表 6 中可以看出,在以企业去杠杆可能性为被解释变量进行的回归检验中,制造业样本组中的交乘项系数显著为正,房地产业样本组和批发零售业样本组中的交乘项系数在统计学上不显著,这说明《反垄断法》实施对具有垄断性

表 5 《反垄断法》实施对企业风险的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Risk1</i>	<i>Risk2</i>	<i>Dlev</i>	<i>Dlev</i>
<i>Post</i>	-0.0984* (-1.9449)	-0.1804** (-2.0384)	0.0648*** (3.8821)	0.0647*** (3.8800)
<i>Post*Treat</i>	0.1872*** (3.3550)	0.3271*** (3.3535)	-0.0316*** (-3.4212)	-0.0316*** (-3.4202)
<i>Treat</i>	-0.1778*** (-3.3717)	-0.3105*** (-3.3670)	-0.0034 (-0.3934)	-0.0034 (-0.3944)
<i>Risk1</i>			-0.0065** (-2.4228)	
<i>Risk2</i>				-0.0037** (-2.4431)
<i>Constant</i>	0.1273 (0.4560)	0.2377 (0.4868)	0.4649*** (5.8550)	0.4650*** (5.8558)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	28589	28589	28589	28589
<i>R<sup>2</sup></i>	0.2299	0.2306	0.0475	0.0475

注:括号内为经过公司层面聚类调整的 T 值或 Z 值,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

表 6 《反垄断法》实施与企业去杠杆可能性:不同行业的分组检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Dlev_bin</i>	<i>Dlev_bin</i>	<i>Dlev_bin</i>
	制造业	房地产业	批发零售业
<i>Post</i>	-0.4051** (-2.4261)	0.4602 (0.9416)	0.7337 (1.3666)
<i>Post*Treat</i>	0.3110** (2.5171)	0.4713 (1.5583)	0.6214 (1.2295)
<i>Treat</i>	-0.0500 (-0.4568)	0.0570 (0.1655)	0.4272 (1.1718)
<i>Constant</i>	-2.6812*** (-3.0116)	-1.1338 (-0.4986)	2.9271 (1.0815)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16911	2393	1799
<i>PseudoR<sup>2</sup></i>	0.0416	0.0751	0.0805

注:括号内为经过公司层面聚类调整的 T 值或 Z 值,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

表 7 《反垄断法》实施与企业去杠杆程度:不同行业的分组检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Dlev</i>	<i>Dlev</i>	<i>Dlev</i>
	制造业	房地产业	批发零售业
<i>Post</i>	0.1029*** (4.8291)	-0.1057* (-1.9149)	0.0380 (0.7058)
<i>Post*Treat</i>	-0.0551*** (-4.5305)	0.0058 (0.2468)	-0.0412* (-1.9096)
<i>Treat</i>	0.0387*** (3.4464)	-0.0533** (-2.1387)	-0.0594*** (-2.6757)
<i>Constant</i>	0.6053*** (6.0131)	0.0138 (0.0499)	0.2580 (0.8411)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16911	2366	1799
<i>PseudoR</i> <sup>2</sup>	0.0494	0.0612	0.1037

注:括号内为经过公司层面聚类调整的 T 值或 Z 值,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

质的制造业企业去杠杆可能性影响更为显著。从表 7 中可以看出,在以企业去杠杆程度为被解释变量进行的回归分析中,制造业样本组和批发零售业样本组中的交乘项系数显著为负,房地产业样本组中的交乘项系数在统计学上仍然不显著,这说明《反垄断法》实施对具有垄断性质的制造业和批发零售业企业去杠杆程度影响更为显著。

## 2. 产权性质

产权性质不同的企业在外部融资支持、融资行为以及融资约束等方面存在较大差异,对财务杠杆率的敏感性也显著不同。因此,《反垄断法》实施对不同产权性质企业去杠杆的影响程度可能也不同。本文进一步从产权性质视角检验了《反垄断法》实施效果的差异。按照企业性质对样本进行分组,对比分析国有企业和非国有企业中《反垄断法》实施

对企业去杠杆影响的差异,结果见表 8。从表 8 中可以看出,第 1 列和第 2 列是以企业去杠杆可能性为被解释变量的回归结果,结果显示交乘项系数只在非国有企业的样本组中显著为正,而在国有企业样本组中不显著。第 3 列和第 4 列为以企业去杠杆程度为被解释变量的回归结果,结果同样显示交乘项系数只在非国有企业的样本组中显著为负,而在国有企业样本组中不显著。这说明,《反垄断法》实施对非国有垄断性企业去杠杆可能性和去杠杆程度影响更为明显。

## 3. 融资约束

融资约束是由于信息不对称与代理问题等引发的市场无效进而造成的内外部融资成本和融资结构的差异,融资约束在一定程度上反映了企业的运营状况与资源配置水平,融资约束也是造成企业

表 8 《反垄断法》实施与企业去杠杆:产权性质分组检验的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dlev_bin</i>	<i>Dlev_bin</i>	<i>Dlev</i>	<i>Dlev</i>
	SOE	非 SOE	SOE	非 SOE
<i>Post</i>	0.1597 (0.9529)	0.0446 (0.1970)	0.0004 (0.0214)	0.0864*** (2.6645)
<i>Post*Treat</i>	-0.0489 (-0.4802)	0.3991*** (2.7087)	0.0018 (0.1750)	-0.0700*** (-3.8824)
<i>Treat</i>	0.2938*** (3.2569)	-0.0627 (-0.4388)	-0.0169* (-1.8633)	0.0110 (0.6332)
<i>Constant</i>	-0.1601 (-0.1980)	-1.8041* (-1.8548)	0.2399*** (3.0240)	0.6436*** (4.2952)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	13735	14853	13736	14853
<i>PseudoR<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.0595	0.0504	0.0621	0.0499

注:括号内为经过公司层面聚类调整的 T 值或 Z 值,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

间杠杆率存在差异的主要原因。基于此,考虑到不同融资约束条件下企业杠杆率可能存在的差异,本文接下来从企业融资约束水平维度检验《反垄断法》实施对企业去杠杆行为的异质性影响。本文利用 SA 指数衡量企业融资约束水平,SA 指数采用 Hadlock 和 Pierce(2010)提出的方法进行构建,即  $SA = -0.737 \times \ln Asset + 0.043 \times (\ln Asset)^2 - 0.04 \times Time$ ,  $\ln Asset$  表示企业总资产除以 100 万后取自然对数,  $Time$  表示企业年龄,计算所得的 SA 数值越大,代表融资约束越严重。然后根据样本企业的融资约束水平是否大于样本中位数,将样本划分为融资约束水平高和融资约束水平低两组,然后对两组进行回归分析,对比各样本组中《反垄断法》实施对企业去杠杆影响的差异,结果见表 9。从表 9 中可以看出,第

1 列和第 2 列为以企业去杠杆可能性为被解释变量的回归结果,结果显示交乘项系数只在融资约束水平低的样本组中显著为正,而在融资约束水平高样本组中不显著。第 3 列和第 4 列为以企业去杠杆程度为被解释变量的回归结果,结果同样显示交乘项系数只在融资约束水平低的样本组中显著为负,而在融资约束水平高样本组中不显著。这说明《反垄断法》实施对融资约束水平低企业去杠杆可能性和去杠杆程度影响更为明显。

#### (四)进一步研究:企业银行贷款规模的检验

银行在我国企业融资结构中发挥着重要作用,银行贷款占企业融资规模约 70%以上,这样的融资格局决定了银行在企业去杠杆过程中发挥重要作用,是影响垄断性质企业去杠杆的关键环节。因此,

表 9 《反垄断法》实施与企业去杠杆:企业融资约束水平分组检验的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dlev_bin</i>	<i>Dlev_bin</i>	<i>Dlev</i>	<i>Dlev</i>
	融资约束低	融资约束高	融资约束低	融资约束高
<i>Post</i>	-0.3758** (-2.1092)	0.1118 (0.5990)	0.1114*** (4.0773)	0.0030 (0.1255)
<i>Post*Treat</i>	0.4341*** (2.7032)	0.0218 (0.1999)	-0.0880*** (-4.7027)	-0.0004 (-0.0329)
<i>Treat</i>	0.0341 (0.3059)	0.2125** (2.0381)	0.0228 (1.5168)	-0.0240** (-2.2583)
<i>Constant</i>	-2.0900** (-2.1966)	1.3537 (1.6163)	0.5384*** (3.6425)	0.1572* (1.6503)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	12427	16160	12429	16160
<i>PseudoR<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.0491	0.0566	0.0472	0.0561

注:括号内为经过公司层面聚类调整的 T 值或 Z 值,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

本文从企业负债来源视角进一步检验《反垄断法》实施是否约束了垄断性质企业的银行贷款规模和商业信用规模,为本文研究结论提供进一步证据。首先,本文将模型(1)中的因变量替换为 *Dloan* 变量,检验《反垄断法》实施对企业银行贷款规模的影响。*Dloan* 为企业银行贷款规模,企业银行贷款规模通过(当期贷款-上期贷款)/总资产计算得到;用因变量 *Credit* 检验《反垄断法》实施对企业商业信用规模的影响。*Credit* 为企业商业信用规模,企业商业信用规模通过(当期商业信用-上期商业信用)/总资产计算,其中商业信用通过应付账款+应付票据+预收账款计算得到。具体回归结果见表 10,第 1 列显示交乘项系数显著为负,表明《反垄断法》实施后,与竞争性企业相比,垄断性企业银行贷款规模显著减少,说明相比于竞争性企业,垄断性企业银行贷款

规模减少更明显,进而对垄断性企业去杠杆影响更显著。表 10 中第 2 列显示,交乘项系数并不显著,表明《反垄断法》实施对企业商业信用规模并未有显著的影响。上述结果可能在于,商业信用主要产生于生产者与销售者之间的赊购、赊销等行为,受《反垄断法》的影响较为有限,因此,《反垄断法》实施对企业商业信用规模的影响并不显著。而与商业信用贷款相比,银行贷款规模一般较大,为了保证自身的利益,尽可能降低贷款风险,银行在贷款前会进行专业的资格和信用审查。在《反垄断法》实施后,由于市场竞争程度的提升,垄断程度较高企业的优势地位必然受到打压,从而影响其在银行获取融资的地位优势,在银行严格审查与监督的共同约束下,使得在《反垄断法》实施后,企业银行贷款规模显著降低,从而促进了企业去杠杆行为。

表 10 《反垄断法》颁布后企业银行贷款规模和商业信用规模变化的检验结果

变量	(1)	(2)
	<i>Dloan</i>	<i>Credit</i>
<i>Post</i>	-0.0113*** (-2.9247)	-0.0097*** (-3.6000)
<i>Post*Treat</i>	-0.0057** (-1.9989)	-0.0006 (-0.2961)
<i>Treat</i>	-0.0056** (-2.2155)	-0.0027 (-1.6047)
<i>Constant</i>	-0.0380** (-2.1553)	0.0553*** (4.7136)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	28589	28589
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0203	0.0718

注:括号内为经过公司层面聚类调整的 T 值或 Z 值,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

## 五、研究结论

反垄断能够对垄断行为予以规制,维护市场公平竞争,从而提升经济活力和发展潜力,进而实现企业自身杠杆结构调整,提高经济运行效率。本文以《反垄断法》实施为准自然实验,选择 2001 年-2018 年 A 股上市公司为样本,运用双重差分法检验了反垄断对企业去杠杆可能性和去杠杆程度的影响。实证结果发现,《反垄断法》实施对垄断性企业去杠杆可能性和去杠杆程度具有显著的促进作用。经过一系列稳健性检验,实证结果依然保持稳健。而且,这种促进效应在制造业和批发零售业企业非国有企业和融资约束水平较低企业中更显著。作用机制研究发现,《反垄断法》实施会降低企业垄断程度,提高企业面临的风险,最终影响企业去杠杆可能性和去杠杆程度。进一步研究发现,《反垄断法》实施对企业去杠杆的作用体现在企业银行贷款规

模的显著下降。

本文研究为评价《反垄断法》实施效果提供了新的证据,也丰富了企业去杠杆领域的研究文献,对完善反垄断政策、促进企业去杠杆和防范化解系统性金融风险也具有重要的政策价值,具体提出如下政策建议:

首先,本文研究结论表明《反垄断法》的实施能够营造良好的市场秩序和营商环境,有效降低企业的垄断程度,提高企业面临的市场竞争,促进企业去杠杆。因此,建议政府应进一步优化反垄断政策,完善《反垄断法》相关内容及其相关配套法规政策体系,维护与强化反垄断法律地位,给予反垄断相关法律政策更大的作用空间。其次,《反垄断法》旨在对非公平竞争予以规制,但其对国有企业垄断的约束力度仍有待加强。因此,建议应进一步理顺政府与市场的关系,减弱或消除差异化治理行为,推进公共资源配置市场化,不断扩大市场竞争的产业

范围和容量,促进生产要素的自由流动,释放市场活力,为企业去杠杆创造良好的外部条件。第三,要深化国有企业改革,发挥国有企业内部改革成效,提升国有企业的市场竞争力。同时,非国有企业也要紧跟国家政策的变化趋势,提升主营业务的核心竞争力。最后,银行贷款是我国企业债务融资的主要来源,因此,银行在企业去杠杆过程中发挥着重要作用,也是影响垄断程度较高企业去杠杆的关键环节。建议银行应正确认识企业杠杆率水平的结构特征,在全局层面把控好信贷总量,严格控制企业债务比例,有效甄别经营良好企业和高风险企业,在防范化解系统性金融风险的基础上,提高资金使用效率,促进企业进一步去杠杆。

#### 参考文献:

- [1] 易纲.再论中国金融资产结构及政策含义[J].经济研究,2020,55(3):4-17.
- [2] 余东华, 巩彦博. 供给侧改革背景下的反垄断与松管制——兼论公平竞争审查制度的实施[J]. 理论学刊,2017,(1):58-65.
- [3] 唐要家.反垄断经济学的理论演进及其政策含义[J].经济评论,2008,(6):115-125.
- [4] 于良春, 张伟. 中国行业性行政垄断的强度与效率损失研究[J].经济研究,2010,(3):16-39.
- [5] 王彦超, 蒋亚含. 竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J].经济研究,2020,55(8):137-152.
- [6] 王彦超, 郭小敏, 余应敏. 反垄断与债务市场竞争中性[J].会计研究,2020(7):144-166.
- [7] 张韩, 王雄元, 张琳琅. 市场准入管制放松与供给侧去产能——基于负面清单制度试点的准自然实验[J].财经研究,2021,47(7):93-107.
- [8] 刘斌, 赖洁基. 破行政垄断之弊能否去产能过剩之势? ——基于出台《公平竞争审查制度》的准自然实验[J].财经研究,2021,47(9):34-47.
- [9] 赵婷婷等. 竞争政策与审计费用——基于反垄断法实施的经验证据[J].审计研究,2021(5):86-97.
- [10] 余明桂, 石沛宁, 钟慧洁, 张庆. 垄断与企业创新——来自《反垄断法》实施的证据[J].南开管理评论,2021,24(1):159-168+180+204-206.
- [11] 许晓芳, 周茜, 陆正飞. 过度负债企业去杠杆: 程度、持续性及政策效应——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2020,55(8):89-104.
- [12] 姜付秀, 黄继承. 市场化进程与资本结构动态调整[J].管理世界,2011(3):124-134+167.
- [13] 杨青, 王亚男, 唐跃军. “限薪令”的政策效果: 基于竞争与垄断性央企市场反应的评估[J].金融研究,2018(1):156-173.
- [14] 陈志斌, 王诗雨. 产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量[J].中国工业经济,2015(3):96-108.
- [15] 肖土盛, 董启琛, 张明昂等. 竞争政策与企业劳动收入份额——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J].中国工业经济,2023(4):117-135.
- [16] Brander, J., and Lewis, T. Oligopoly and Financial Structure: The Limited Liability Effect[J]. American Economic Review, 1986, 76(5):956-970.
- [17] DeAngelo, H., and Roll, R. How Stable Are Corporate Capital Structures?[J]. Journal of Finance, 2015, 70(1):373-418.
- [18] Harry, D. A., Gonalves, A. S., and Stulz, R. M. Corporate Deleveraging and Financial Flexibility [J]. Review of Financial Studies, 2018, 31(8):3122-3174.
- [19] Hadlock, C. J., and Pierce, J. R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5):1909-1940.
- [20] Irvine, P. J., and Pontiff, J. Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Product Market Competition[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(3):1149-1177.
- [21] John, K., Litov, L., and Yeung, B. Corporate Governance and Risk-Taking [J]. Journal of Finance, 2008, 63(4):1679-1728.
- [22] Öztekin, Özde., and Flannery, M. J. Institutional determinants of capital structure adjustment speeds [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103(1):88-112.
- [23] Peress, J. Product market competition, insider trading, and stock market efficiency[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(1):1-43.
- [24] Baron, R. M., and 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.

【责任编辑 张经纬】