

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2023.02.013

# 反垄断对企业产能过剩的影响研究

## ——基于《反垄断法》实施的准自然实验

孙帆<sup>1</sup>, 李靖<sup>1</sup>, 潘薇<sup>2</sup>

1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715; 2. 重庆科技学院 计划财务处, 重庆 401331

**摘要:** 产能过剩是中国当前面临的经济顽疾, 如何有效化解产能过剩是中国必须要解决的经济难题。该文以 2003—2020 年中国国有上市公司数据为样本, 采用双重差分模型检验了《反垄断法》实施的去产能效应。研究表明: ①《反垄断法》的实施显著提升了企业产能利用率, 在进一步考虑内生性和稳健性问题后这一结论依然成立。②机制检验显示,《反垄断法》的实施限制了行政直接干预、打破了区域行政垄断, 从而通过减少垄断企业过度投资、降低银行信贷资金获取、优化资源配置来提升企业产能利用率。③《反垄断法》的去产能效果在高税收规模企业、产能过剩行业及市场化程度较低地区更为显著; 且经济后果检验发现,《反垄断法》的去产能效应提升了企业价值。

**关键词:**《反垄断法》; 竞争政策; 产能过剩; 过度投资;

区域垄断

中图分类号: F272

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2023)02-0125-13

# Research on the Impact of Antitrust on Corporate Overcapacity

## ——Quasi-natural Experiment Based on the Implementation of the “Anti-monopoly Law”

SUN Fan<sup>1</sup>, LI Jing<sup>1</sup>, PAN Wei<sup>2</sup>

1. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. Planning and Finance Division, Chongqing University of Science and Technology, Chongqing 401331, China

**Abstract:** Overcapacity is an economic problem that China is currently facing, and how to effectively resolve overcapacity is an economic problem that China must solve. Using the data of China's state-owned listed companies from 2003 to 2020, a double difference model was used to test the de-capacity effect of the implementation of the “Anti-monopoly Law”. The study found that: ① The implementation of the “Anti-monopoly Law” has significantly improved the capacity utilization rate of enterprises. This conclusion is still true after further consideration of endogenous and robust issues. ② The mechanism test showed that

收稿日期: 2022-05-13

基金项目: 国家自然科学基金项目(72072146); 中央高校基本科研业务费专项(XDJK2019C006)。

作者简介: 孙帆, 博士研究生, 主要从事公司金融和公司治理研究。

the implementation of the “Anti-monopoly Law” restricts the direct administrative intervention and breaks the regional administrative monopolies, thereby improving the capacity utilization rate of enterprises by reducing excessive investment by monopoly enterprises, reducing the access to bank credit funds, and optimizing resource allocation. ③ The capacity reduction effect of “Anti-monopoly Law” is more pronounced in enterprises with high tax scale, overcapacity industries, and areas with low degree of marketization. The economic consequences test found that the de-capacity effect of the “Anti-monopoly Law” increased the value of enterprises.

**Key words:** “Anti-monopoly Law”; competition policy; overcapacity; over-investment; regional monopoly

中国经济由高速增长转为高质量发展以来,产业结构不合理,特别是产能过剩问题日益凸显,严重制约了中国经济结构的转型升级,如何有效化解产能过剩是中国当前面临的经济难题。从成因上分析,“中国式”产能过剩既有市场失灵下的“投资潮涌”<sup>[1-3]</sup>,亦有行政干预下的盲目扩张<sup>[4-5]</sup>。但无论基于市场失灵还是行政干预视角来解释“中国式”产能过剩,其本质上都是区域性市场分割垄断导致的“制度性产能过剩”<sup>[4,6-7]</sup>。在过去中国化解产能过剩的长期实践中,主要依靠政府调控政策来“限产”“停产”。虽然出台了多种调控政策,但并未有效化解产能过剩,反而陷入了“过剩、调控、再过剩、再调控”的恶性循环,出现了“久调不决”“越调越乱”的怪象,甚至大有加剧和蔓延之势<sup>[8-10]</sup>。2020年,《中共中央国务院关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》提出要建立法治化化解产能过剩的长效机制,由此带来的启示是,除了直接干预企业配置产能外,政府还可以通过法治化手段促进市场公平竞争,优化市场主体产能配置效率,从而建立化解产能过剩的法治化长效机制。然而,法治化手段在化解产能过剩中的效果如何,目前相关研究较为匮乏。本文以《中华人民共和国反垄断法》(以下简称“《反垄断法》”)的实施作为准自然实验场景,研究《反垄断法》能否影响以及如何影响企业产能过剩,为化解产能过剩的法治化长效机制提供理论支撑和经验借鉴,也为《反垄断法》的进一步修订和完善提供有益的启示。

中国的《反垄断法》主要针对垄断协议、经营者集中、滥用市场支配地位及行政垄断4种垄断形式,不仅适用于经济垄断,更适用于行政垄断。《反垄断法》实施以来,中国的反垄断法治化水平不断提高,维护市场公平竞争政策的基础性地位逐渐确立<sup>[7,11]</sup>。理论上,《反垄断法》的实施一方面可以抑制地方行政对企业生产经营和投资活动的直接干预,限制地方行政通过低成本银行信贷等要素资源引导企业盲目扩张,促使供给与需求重新回归平衡,从而缓解企业产能过剩;另一方面《反垄断法》有助于打破区域性行政垄断,保护市场公平竞争环境,引入竞争主体实现优胜劣汰,进而优化产业结构,降低垄断企业产能过剩程度。但在现实中,《反垄断法》的实施究竟能否有效降低企业产能过剩程度需要实证加以检验。基于此,本文利用2003—2020年中国国有上市公司数据,以《反垄断法》的实施作为准自然实验,采用双重差分模型(DID),检验《反垄断法》实施对企业产能过剩的影响,不仅为建立化解产能过剩的法治化长效机制提供理论支撑与经验借鉴,也丰富了反垄断的微观经济后果研究,并拓展了企业垄断与产能过剩的相关文献。

## 1 制度背景、理论分析与假说提出

### 1.1 “中国式”企业产能过剩形成的制度背景

在中国经济转型升级、区域市场分割的现实情境中,学术界对“中国式”企业产能过剩形成机理的研究主要分为两类:①从“行政干预”视角来解释“中国式”产能过剩的形成机理。“行政干预”视角的研究认为,政企关系的扭曲是“中国式”产能过剩的主要成因。由于中国式分权体制和政治锦标赛模式<sup>[12]</sup>,一方面地方行政通过对企业进行特殊补贴及帮助企业获取金融资源等手段,对企业生产投资活动进行不当干预,导致了“急于表现”式产能过剩;另一方面地方政府通过制定特殊产业政策来保护特定产业发展,这些特殊产业

政策干预企业进入和退出,阻碍市场资源配置功能发挥作用,导致企业产能过剩。这种现象实质是区域性行政垄断导致的制度性产能过剩<sup>[4-6]</sup>。②从“市场失灵”视角来解释“中国式”产能过剩的形成机理。“市场失灵”视角的研究将微观企业产能过剩的成因归于市场经济本身,确切而言是归于市场微观主体的投资决策<sup>[9]</sup>。由于中国部分企业外部信息不对称和不完全,使得企业之间进行“产能攀比”,或是在“英雄所见略同”下将投资一起涌向有前景的产业,进而导致了“个体理性”式产能过剩,这种看似盲目扩张,实则是信息不对称下的理性投资,其中“潮涌现象”<sup>[1-2]</sup>和“攀比效应”<sup>[3]</sup>是其代表观点。如果市场失灵可以解释“中国式”产能过剩,那么当“英雄所见略同”的共识消失后,产能过剩问题应当有所缓解,但现实并非如此<sup>[10]</sup>。市场失灵中的“潮涌现象”实际上是地区竞争中,地方行政对投资进行各种补贴,进而导致企业盲目扩张的结果<sup>[4,6,13]</sup>,本质上仍是区域性市场分割垄断对企业投资的扭曲<sup>[7]</sup>。由此可见,在中国特殊的制度背景下,“中国式”产能过剩主要源于地方行政直接干预及区域行政垄断。

## 1.2 理论分析与假说提出

由上述制度背景可知,行政干预和区域垄断竞争是导致中国企业产能过剩的两大因素<sup>[14]</sup>。从行政干预层面分析,由于中国政治锦标赛模式,地方行政干预在经济发展中扮演着重要角色<sup>[12]</sup>。出于政治晋升激励,部分地方官员有动机和能力影响甚至直接干预企业产能配置。从动机上看,在中国分权体制下企业产能的扩大能够增加本地的横向经济优势,并直接和间接地为部分地方官员积累政治晋升资本<sup>[5]</sup>。从能力上看,中国部分地方官员拥有较大权力,他们掌握着企业发展所需的大量经济资源和行政资源,可以通过设置区域进入壁垒、帮助企业获取金融资源或是给予企业政府补贴等手段,促使企业过度投资和盲目扩张,最终导致制度性产能过剩<sup>[4]</sup>。从区域垄断竞争层面上看,在垄断竞争的市场环境下,配置过剩产能是企业获取超额利润的有效手段<sup>[15]</sup>。一方面可以使得企业在后续的人才、产量、价格等竞争中获得先占优势<sup>[16-17]</sup>;另一方面提高产能、制造过剩的局面可以形成壁垒,阻止潜在竞争者进入<sup>[18-19]</sup>。《反垄断法》第五章明确规定,禁止地方政府设置进入壁垒,同时也禁止地方政府干预企业投资。此外,《反垄断法》明确禁止以经营者为主体的排除、限制竞争行为,将会从法律层面打破区域行政垄断和经济垄断,限制地方政府干预、促进地区之间良性循环、保护市场公平竞争,从而在源头上减少垄断企业的进入壁垒、缓解制度性产能过剩。

1)《反垄断法》可以限制行政直接干预,提升企业投资效率,减少企业过度投资。地方行政直接干预企业投资的方式主要是通过支配国有银行占主导的金融体系,为企业提供低成本的信贷资源要素<sup>[4,20]</sup>,从而导致企业盲目扩张和过度投资<sup>[21]</sup>。《反垄断法》第三十二条明确禁止“限定或者变相限定单位或者个人经营、购买、使用其指定的经营者提供的商品”、第三十六条禁止“强制经营者从事本法规定的垄断行为”、第三十七条禁止“制定含有排除、限制竞争内容的规定”。这些条款将抑制地方行政对企业生产经营和投资活动的直接干预,限制地方行政对当地企业盲目扩张产能的方向性引导<sup>[7]</sup>,切断地方政府利用行政手段进行的不正当竞争行为,矫正要素价格<sup>[21]</sup>,从而提升企业的投资效率,降低盲目扩张和过度投资,促使供给与需求重新回归平衡<sup>[22]</sup>,进而降低企业产能过剩的程度。

2)《反垄断法》有助于引入竞争主体,保护公平竞争环境,优化企业产能配置。Belleflamme等<sup>[23]</sup>指出单个在位企业很难通过产能扩张进入壁垒。然而,借助地方行政力量,在位企业可以凭借政策支持较为容易地通过产能壁垒,阻止潜在竞争对手进入<sup>[24]</sup>。因此,在地方行政力量给予的特殊市场地位中,企业往往存在“垄断者惰性”,导致低效产能占比过高、产能过剩<sup>[21]</sup>。《反垄断法》第三十三条禁止“妨碍商品在地区之间的自由流通”、第三十四条禁止“排斥或者限制外地经营者参加本地的招标投标活动”、第三十五条禁止“排斥或者限制外地经营者在本地投资或者设立分支机构”。这些条款将从源头上打破区域性行政垄断、减少地方保护主义,畅通地区之间的要素流动,保护市场公平竞争。一方面引入竞争主体实现优胜劣汰,不仅优化了产业结构,还可以缓解企业产能过剩程度<sup>[7]</sup>;另一方面随着区域行政垄断被打破,不同主体之间自由流动可以实现资源的帕累托配置<sup>[25]</sup>,有助于提升企业产品的市场需求空间,扩大产品销路,从而消

化企业过剩产能,降低企业产能过剩程度<sup>[14]</sup>.

基于上述分析,本文认为《反垄断法》的实施,一方面可以限制行政直接干预行为,从而抑制地方行政通过低成本的银行信贷等要素资源引导企业盲目扩张;另一方面《反垄断法》有助于打破区域性行政垄断,保护市场公平竞争环境,优化产业结构、降低企业整体产能过剩程度.由此,本文提出如下假设:

H1:《反垄断法》的实施有助于降低国有企业产能过剩程度.

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择与数据来源

本文选取 2003—2020 年沪深 A 股国有上市公司为初始研究样本,并依次按照以下步骤进行数据清洗:① 剔除行业属性为金融的企业;② 剔除 ST(特别处理股票)、\* ST(退市预警股票)等样本;③ 剔除关键变量缺失的样本.最终保留了 14 960 个公司每个年度的观测值.为排除极端值对回归结果的干扰,本文对所有连续性变量进行上、下 1% 的缩尾处理.上市公司数据均来源于国泰安(CSMAR)数据库<sup>[26]</sup>,市场化指数来源于《中国分省市场化指数报告(2021)》<sup>[27]</sup>.

### 2.2 变量定义

#### 2.2.1 企业产能利用率(CU)

峰值法、非参数法及参数法是目前产能利用率的主要计算方法.峰值法是将当前产出与历史最高产值相比较,以此方法计算虽然能在一定程度上反映当前设备的使用状况,但其以峰值处的产能利用率达到 100% 作为前提可能会高估产能利用率水平,并且企业的动态决策过程未能得到充分体现<sup>[21]</sup>.非参数法主要包括指数法及数据包络分析法(DEA)两种,指数法估计结果误差较大;数据包络分析法易受极端值影响,造成测算结果偏高且无法排除随机误差的影响<sup>[28]</sup>.参数法主要包括成本函数法、利润法、生产函数法以及随机前沿生产函数法(SFA),与前 3 种相比随机前沿生产函数法优势明显,不仅充分考虑了技术进步因素及生产要素利用率,而且能有效排除随机误差的影响<sup>[21]</sup>.因此,本文参照曲玥<sup>[29]</sup>、李雪松等<sup>[30]</sup>、杜勇等<sup>[31]</sup>的方法,利用随机前沿生产函数法(SFA),以实际产出与前沿产出的比值来衡量企业层面的产能利用率,即主营业务收入、资产总额及企业雇佣人数来构造随机前沿面模型,进而计算得到产能利用率.

#### 2.2.2 《反垄断法》实施

为有效避免内生性问题导致的结果偏误,本文构建双重差分模型来考察《反垄断法》实施对企业产能利用率的影响.《反垄断法》的实施主体是全部企业而非部分企业,需根据企业受政策冲击的差异性来构造处理组和对照组.借鉴王彦超等<sup>[32]</sup>的研究思路,在《反垄断法》实施以前,垄断势力较大的企业凭借行政支持和自身垄断优势来获取垄断利润,随着《反垄断法》的逐步推进,垄断企业原有的垄断优势被削弱,受市场竞争的冲击和压力更大,并且相对于垄断势力低的企业,垄断势力高的企业是《反垄断法》监管和审查的重点对象.因此,参照王彦超等<sup>[20,32]</sup>的方法,根据垄断势力的高低来划分实验组和对照组,以勒纳指数作为垄断势力高低的判断标准,勒纳指数越大,企业定价能力越强,垄断势力也就越高.首先,根据勒纳指数(PCM)计算公式

$$PCM = \frac{Sales - OC - SE - ME}{Sales}$$

计算出样本企业在《反垄断法》出台前 2 年的勒纳指数均值.其中, *Sales* 表示营业收入, *OC* 表示营业成本, *SE* 表示销售费用, *ME* 表示管理费用.其次,将样本企业按照勒纳指数均值的中位数进行分组,高于中位数的样本定义为处理组,低于中位数的样本定义为对照组,得到分组虚拟变量(*Treat*).再次,以《反垄断法》实施时间为分割线构建政策虚拟变量(*Post*).最后,将政策虚拟变量与分组虚拟变量的交乘项作为《反垄断法》实施的虚拟变量(*Treat* × *Post*).

#### 2.2.3 控制变量

借鉴王彦超等<sup>[7]</sup>、杜勇等<sup>[31]</sup>的方法,选取企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、总资产收益率(*ROA*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、企业成长性(*Growth*)、固定资产比(*PPE*)、企业年龄(*Age*)、员工规模



(Labor)、市场竞争程度(HHI)作为控制变量,并控制企业层面固定效应和年份固定效应.各变量定义如表 1 所示.

表 1 主要变量定义

| 变量名称     | 变量符号                | 变量定义                 |
|----------|---------------------|----------------------|
| 企业产能利用率  | CU                  | 采用随机前沿生产函数法(SFA)计算得到 |
| 《反垄断法》实施 | $Treat \times Post$ | 政策虚拟变量与分组虚拟变量的交乘项    |
| 企业规模     | Size                | 期末总资产的自然对数           |
| 资产负债率    | Lev                 | 期末总负债与期末总资产的比值       |
| 总资产收益率   | ROA                 | 净利润与期末总资产的比值         |
| 第一大股东持股  | Top1                | 第一大股东持股比例            |
| 企业成长性    | Growth              | 营业收入增长率              |
| 固定资产比    | PPE                 | 固定资产净额与期末总资产的比值      |
| 企业年龄     | Age                 | 企业成立年限加 1 的自然对数      |
| 员工规模     | Labor               | 企业期末员工人数的自然对数        |
| 市场竞争程度   | HHI                 | 以赫芬达尔指数表示            |

2.3 模型设定

参照王彦超等<sup>[7]</sup>、刘斌等<sup>[21]</sup>的方法,本文构造了双重差分模型来检验《反垄断法》对企业产能利用率的影响,具体如模型(1)所示:

$$CU_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat \times Post_{i,t} + \alpha_i \sum Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \epsilon_{i,t}$$

(1)

模型(1)中被解释变量 CU 为企业产能利用率; Treat 为分组虚拟变量,实验组企业赋值为 1,对照组企业赋值为 0; Post 为政策虚拟变量,若样本企业处于 2009 年及以后赋值为 1,否则赋值为 0; Controls 为企业层面的一系列控制变量; Firm 为企业层面固定效应; Year 为年份固定效应;  $\epsilon$  为随机误差项.

2.4 描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计结果.企业产能利用率(CU)的最大值为 85.639%,最小值为 41.670%,标准差为 8.800,表明企业个体之间产能利用率存在较大差异;企业产能利用率的均值为 69.515%,低于 75%的警戒线<sup>[24]</sup>,表明企业总体产能利用率偏低,存在明显产能过剩的情况. Treat 的均值为 0.502,表明处理组样本占比为 50.2%; Post 的均值为 0.666,表明 2009 年及以后的样本占比为 66.6%;  $Treat \times Post$  的均值为 0.341,表明 2009 年及以后处理组的样本占比为 34.1%.

表 2 描述性统计

| 变量                  | 样本值    | 均值     | 标准差    | 最小值    | 中位数    | 最大值    |
|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| CU                  | 14 960 | 69.515 | 8.800  | 41.670 | 70.689 | 85.639 |
| $Treat \times Post$ | 14 960 | 0.341  | 0.474  | 0.000  | 0.000  | 1.000  |
| Treat               | 14 960 | 0.502  | 0.500  | 0.000  | 1.000  | 1.000  |
| Post                | 14 960 | 0.666  | 0.472  | 0.000  | 1.000  | 1.000  |
| Size                | 14 960 | 22.348 | 1.377  | 19.349 | 22.157 | 25.940 |
| Lev                 | 14 960 | 0.513  | 0.192  | 0.052  | 0.523  | 0.899  |
| ROA                 | 14 960 | 0.028  | 0.056  | -0.280 | 0.027  | 0.200  |
| Top1                | 14 960 | 40.005 | 15.477 | 9.000  | 39.430 | 75.250 |
| Growth              | 14 960 | 0.403  | 1.183  | -0.769 | 0.113  | 7.991  |
| Tag                 | 14 960 | 0.287  | 0.195  | 0.002  | 0.255  | 0.725  |
| Age                 | 14 960 | 2.742  | 0.418  | 1.609  | 2.833  | 3.466  |
| HHI                 | 14 960 | 0.185  | 0.159  | 0.037  | 0.133  | 0.997  |
| Labor               | 14 960 | 7.902  | 1.344  | 4.190  | 7.900  | 10.968 |

3 实证分析

3.1 基准回归分析

表 3 为《反垄断法》实施对国有企业产能利用率影响的基准回归结果。列(1)为仅加入企业固定效应和年份固定效应的回归结果,结果显示《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )的回归系数为 0.896,通过  $p < 5\%$  的显著性水平( $t = 2.433$ );列(2)在加入控制变量后,《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )的回归系数为 0.881,通过  $p < 5\%$  的显著性水平( $t = 2.335$ )。上述结果表明,与垄断势力较低的国有企业相比,《反垄断法》实施对垄断势力较高的国有企业的产能利用率具有显著的提升效应,本文 H1 假设得到验证。

表 3 《反垄断法》对国有企业产能利用率的基准回归结果

| 变量(常量)              | (1)                    | (2)                   |
|---------------------|------------------------|-----------------------|
|                     | CU                     | CU                    |
| $Treat \times Post$ | 0.896**<br>(2.433)     | 0.881**<br>(2.335)    |
| $Size$              |                        | -1.475***<br>(-4.722) |
| $Lev$               |                        | 3.283***<br>(3.086)   |
| $ROA$               |                        | 31.211***<br>(16.449) |
| $Top1$              |                        | 0.011<br>(0.780)      |
| $Growth$            |                        | 0.054<br>(0.709)      |
| $Tag$               |                        | 2.379**<br>(2.178)    |
| $Age$               |                        | 4.047***<br>(3.332)   |
| $Labor$             |                        | -1.181***<br>(-4.734) |
| $HHI$               |                        | -1.247<br>(-1.406)    |
| _cons               | 67.447***<br>(162.641) | 95.698***<br>(16.386) |
| $Firm\ fe$          | Yes                    | Yes                   |
| $Year\ fe$          | Yes                    | Yes                   |
| $N$                 | 14 960                 | 14 960                |
| $r_a^2$             | 0.046                  | 0.160                 |

注:\*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示在  $p < 1\%$ ,  $p < 5\%$  和  $p < 10\%$  水平差异具有统计学意义,括号内为  $t$  值,  $t$  值的计算使用 robust 稳健标准误。\_cons 表示常数项,  $Firm\ fe$  表示企业层面固定效应,  $Year\ fe$  表示年份固定效应,  $N$  为样本量,  $r_a^2$  为调整后的拟合优度。下同。

3.2 稳健性检验

3.2.1 倾向得分匹配法-双重差分模型(PSM-DID)

若处理组与对照组之间在规模、盈利能力、偿债能力、固定资产投资等方面存在较大差异,可能存在因样本选择偏误导致的内生性问题.为排除选择偏差对本文处理效应的干扰,在进行双重差分检验之前,本文利用倾向得分匹配法(RSM),为处理组寻找特征相似的对照组.①以模型(1)中的控制变量作为协变量,使用1:1最近邻匹配的方法找出与处理组特征最为相似的对照组,以控制选择偏差的影响.②利用模型(1)对匹配好的样本进行双重差分检验,回归结果如表4列(1)所示,《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )与企业产能利用率( $CU$ )的回归系数在 $p < 5\%$ 的水平下显著为正,表明在控制选择偏差问题后,《反垄断法》实施能显著提高国有企业的产能利用率,PSM-DID的结果依然支持H1的研究结论.

表 4 稳健性检验

| 变量(常量)               | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                 | (5)                   |
|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|---------------------|-----------------------|
|                      | $CU$                   | $CU$                   | $CU$                   | $CU$                | $CU$                  |
| $Treat \times Post$  | 1.119**<br>(2.451)     | 0.790**<br>(2.189)     | 0.531*<br>(1.895)      | 0.073***<br>(2.752) |                       |
| $Treat1 \times Post$ |                        |                        |                        |                     | 0.716*<br>(1.863)     |
| $CVs$                | Yes                    | Yes                    | Yes                    | Yes                 | Yes                   |
| _cons                | 101.586***<br>(14.333) | 108.403***<br>(15.557) | 134.794***<br>(12.920) | 2.298***<br>(5.358) | 95.671***<br>(16.262) |
| $Firm\ fe$           | Yes                    | Yes                    | Yes                    | Yes                 | Yes                   |
| $Year\ fe$           | Yes                    | Yes                    | Yes                    | Yes                 | Yes                   |
| $N$                  | 7 337                  | 10 950                 | 5 081                  | 14 960              | 14 960                |
| $r_a^2$              | 0.153                  | 0.183                  | 0.180                  | 0.105               | 0.160                 |

注:CVs表示控制变量.下同.

3.2.2 排除政策干扰

2015年党中央提出了“三去一降一补”的供给侧结构性改革措施,并于2016年正式实施.在“去产能”政策下研究《反垄断法》对产能利用率的影响可能导致结果存在一定误差,因此本文仅以2016年以前的样本作为研究对象以排除干扰.回归结果如表4列(2)所示,《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )与企业产能利用率( $CU$ )的回归系数在 $p < 5\%$ 的水平下显著为正,表明排除供给侧结构性改革干扰后,本文基准回归结果依然成立.

3.2.3 缩短窗口期间

本文的样本期为2003—2020年,而《反垄断法》是在2008年8月才开始实施,可能存在由于《反垄断法》实施后样本期间过长而导致噪音过大,进而影响研究结论准确性的情况.因此,本文缩短窗口期间,仅选取《反垄断法》实施前后6年的数据(2006—2011)作为研究样本来解决上述问题.回归结果如表4列(3)所示,《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )与企业产能利用率( $CU$ )的回归系数在 $p < 10\%$ 的水平下显著为正,表明缩短样本期间后,本文的结论依然可靠.

3.2.4 更换被解释变量定义

为进一步保证研究结论的稳健性,本文参照李雪松等<sup>[30]</sup>的方法,使用总资产周转率( $ATO$ )作为企业

产能利用率的替代变量并进行回归分析。回归结果如表 4 列(4)所示,《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )与总资产周转率( $ATO$ )的回归系数在  $p < 1\%$  的水平下显著为正,说明在更换被解释变量后,回归结果依然支持研究结论。

3.2.5 重新构造处理组和对照组

为进一步加强研究结论的稳健性,本文借鉴王彦超等<sup>[32]</sup>的方法,将《反垄断法》出台前 1 年企业垄断势力前 1/2 作为处理组,后 1/2 作为对照组。重新构造好处理组和对照组后分别利用模型(1)进行双重差分检验,回归结果如表 4 列(5)所示,《反垄断法》实施( $Treat1 \times Post$ )与企业产能利用率( $CU$ )的回归系数为 0.716,在  $p < 10\%$  的水平下显著为正,表明在采用不同方式构造解释变量后,《反垄断法》实施依然能显著提高垄断企业产能利用率。

4 机制检验

《反垄断法》的实施一方面能限制行政直接干预,抑制地方政府通过低成本信贷要素等资源来引导企业过度投资行为;另一方面《反垄断法》能从源头上打破区域行政垄断,引入竞争主体实现优胜劣汰,促进生产要素在各地区间有序流动,实现生产要素的优化配置,进而有效抑制产能过剩。因此,《反垄断法》的实施可以通过抑制过度投资、降低信贷获取及优化资源配置 3 条路径作用于企业产能利用率。本文通过中介效应模型验证上述机制<sup>[33]</sup>,具体模型构建如下:

$$CU_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Treat \times Post_{i,t} + \delta_i \sum Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \epsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat \times Post_{i,t} + \beta_i \sum Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \epsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$CU_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Treat \times Post_{i,t} + \lambda_2 M_{i,t} + \lambda_i \sum Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \epsilon_{i,t} \tag{4}$$

模型(2)–模型(4)中, $CU$  表示被解释变量, $Treat \times Post$  表示《反垄断法》实施, $M$  表示机制变量[包括过度投资( $O\_Inv$ )、信贷资源( $BankLoan$ )及资源配置( $Allocation$ )]。其中,过度投资( $O\_Inv$ )借鉴刘慧龙等<sup>[34]</sup>的方法,以当期企业资本投资作为因变量,上期企业成长性、企业规模、资产负债率、股票回报率、上市年龄、现金持有量、企业资本投资作为自变量,通过多元线性回归模型提取相应的残差。当残差大于 0 时, $O\_Inv$  取值为 1,否则取值为 0。信贷资源( $BankLoan$ )借鉴钱爱民等<sup>[35]</sup>的方法,以短期借款、长期借款、1 年内到期的非流动负债之和与期末总资产的比值来进行衡量。资源配置借鉴卞元超等<sup>[14]</sup>的方法,首先使用 OP(Olley-Pakes)法计算各企业的全要素生产率,然后对企业全要素生产率的对数值在同一行业内取标准差,进而得到行业内企业生产率的离散程度,以此作为资源配置( $Allocation$ )的替代变量。需要特别说明的是,当过度投资( $O\_Inv$ )作为中介变量时,中介效应检验第 2 步采用面板 Logit 回归模型。

4.1 过度投资机制

以过度投资作为机制变量的检验结果如表 5 所示。第(1)列为基准回归结果;第(2)列结果显示,核心解释变量( $Treat \times Post$ )与过度投资( $O\_Inv$ )的回归系数在  $p < 5\%$  的水平下显著为负( $t = -3.328$ ),表明《反垄断法》的实施能减少政府对国有企业投资决策的直接干预进而抑制企业过度投资行为;第(3)列同时加入解释变量和中介变量,过度投资( $O\_Inv$ )与产能利用率( $CU$ )的回归系数在  $p < 1\%$  的水平下显著为负( $t = -4.680$ ),且《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )与企业产能利用率( $CU$ )的回归系数在  $p < 5\%$  的水平下显著为正( $t = 2.257$ )。过度投资在《反垄断法》传导至企业产能利用率的路径上具有部分中介效应,即《反垄断法》可以抑制垄断企业过度投资,从而缓解了其产能过剩问题。

4.2 信贷资源机制

以信贷资源作为机制变量的检验结果如表 6 所示。由列(2)可知,《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )与信



贷资源(*BankLoan*)的回归系数在  $p<1\%$  的水平下显著为负,表明《反垄断法》实施确实有助于减少地方行政力量对信贷资源的干预;列(3)同时加入  $Treat\times Post$  和 *BankLoan* 后,信贷资源(*BankLoan*)和《反垄断法》实施( $Treat\times Post$ )与国有企业产能利用率(*CU*)的回归系数分别在  $p<1\%$  的水平下显著为负和在  $p<10\%$  的水平下显著为正,表明信贷资源在《反垄断法》传导至企业产能利用率的路径上起到了部分中介效应. 上述两项机制检验说明,《反垄断法》实施可以限制政府对企业投资的直接干预,表现为垄断企业过度投资行为的减少及信贷资源获取难度的提升,从而带动了垄断企业产能利用率的提升.

表 5 过度投资机制

| 变量(常量)             | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                    | <i>CU</i>             | <i>O_Inv</i>          | <i>CU</i>             |
| $Treat\times Post$ | 0.881**<br>(2.335)    | -0.286***<br>(-3.328) | 0.849**<br>(2.257)    |
| <i>O_Inv</i>       |                       |                       | -0.534***<br>(-4.680) |
| <i>CVs</i>         | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| _cons              | 95.698***<br>(16.386) |                       | 95.158***<br>(16.322) |
| <i>Firm fe</i>     | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| <i>Year fe</i>     | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| <i>N</i>           | 14 960                | 13825                 | 14 960                |
| $r_a^2/Pseudo R^2$ | 0.160                 | 0.043                 | 0.163                 |

注： $Pseudo R^2$  为 Logit 回归的拟合优度.

表 6 信贷资源机制

| 变量(常量)             | (1)                   | (2)                    | (3)                    |
|--------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
|                    | <i>CU</i>             | <i>BankLoan</i>        | <i>CU</i>              |
| $Treat\times Post$ | 0.826**<br>(2.083)    | -0.008***<br>(-2.726)  | 0.746*<br>(1.920)      |
| <i>BankLoan</i>    |                       |                        | -10.197***<br>(-8.391) |
| <i>CVs</i>         | Yes                   | Yes                    | Yes                    |
| _cons              | 97.121***<br>(16.245) | -0.363***<br>(-10.105) | 93.415***<br>(15.946)  |
| <i>Firm fe</i>     | Yes                   | Yes                    | Yes                    |
| <i>Year fe</i>     | Yes                   | Yes                    | Yes                    |
| <i>N</i>           | 13 486                | 13 486                 | 13 486                 |
| $r_a^2$            | 0.163                 | 0.419                  | 0.184                  |

4.3 资源配置机制

资源配置的中介效应检验如表 7 所示. 其中,列(1)是基准回归结果;列(2)的回归结果显示,《反垄断法》实施( $Treat\times Post$ )对资源配置(*Allocation*)的回归系数在  $p<10\%$  的水平下显著为负,表明《反垄断

法》实施对资源配置优化具有明显的促进作用；列(3)在模型中同时纳入  $Treat \times Post$  和  $Allocation$  后， $Allocation$  与  $CU$  的回归系数在  $p < 1\%$  的水平下显著为负， $Treat \times Post$  与  $CU$  的回归系数在  $p < 5\%$  的水平下显著为正，说明资源配置在《反垄断法》传导至企业产能利用率的路径上起到了部分中介效应。由此可知，《反垄断法》实施可以破除区域行政垄断、优化资源配置，从而缓解垄断企业产能过剩问题。

表 7 资源配置机制

| 变量(常量)              | (1)                   | (2)                 | (3)                    |
|---------------------|-----------------------|---------------------|------------------------|
|                     | $CU$                  | $Allocation$        | $CU$                   |
| $Treat \times Post$ | 0.881**<br>(2.335)    | -0.001*<br>(-1.693) | 0.832**<br>(2.213)     |
| $Allocation$        |                       |                     | -35.271***<br>(-2.618) |
| $CV_s$              | Yes                   | Yes                 | Yes                    |
| _cons               | 95.698***<br>(16.386) | 0.103***<br>(9.398) | 99.338***<br>(16.216)  |
| $Firm\ fe$          | Yes                   | Yes                 | Yes                    |
| $Year\ fe$          | Yes                   | Yes                 | Yes                    |
| $N$                 | 14 960                | 14 960              | 14 960                 |
| $r_a^2$             | 0.160                 | 0.026               | 0.163                  |

5 讨论

5.1 异质性检验

5.1.1 基于税收规模的微观视角讨论

从中国财政分权改革的历史经验来看，缴纳税收较多的企业对地方经济发展具有重大影响，往往是地方行政重点保护的对象，能够较为容易地获得政策性扶持，进而使“制度性产能过剩”较为严重。按照本文的逻辑框架，《反垄断法》施行对不同税收规模的企业产能利用率应当存在差异。为此，在微观异质性检验中，本文考虑不同税收规模国有企业的影响，借鉴卞元超等<sup>[14]</sup>的方法，使用应交增值税的中位数将企业划分为高税收规模企业和低税收规模企业，并进行分组回归。回归结果如表 8 列(1)、列(2)所示。《反垄断法》实施( $Treat \times Post$ )对企业产能利用率( $CU$ )的提升效应仅在高税收规模企业中显著，而在低税收规模企业中不显著。由此说明，高税收规模企业可能获得的政策支持力度较大，往往能够以更低的成本获得银行信贷等资源，进而造成此类企业盲目扩张。《反垄断法》实施将会抑制地方行政干预，削弱高税收规模国有企业产能扩张的冲动，从而使产能利用率明显提高。

5.1.2 基于行业过剩程度的中观视角讨论

在中国特殊的背景下，不同行业产能过剩程度存在明显差异，需要在行业层面加以区分来进行研究<sup>[36]</sup>。为此，本文根据产能过剩程度将行业划分为产能过剩行业和非产能过剩行业。产能过剩行业划分借鉴席鹏辉等<sup>[10]</sup>的方法，将黑色金属、有色金属、煤炭开采和洗选业、黑色金属矿采选业、石油和天然气开采业、非金属矿采选业、有色金属矿采选业以及电力、热力的生产和供应业、石化炼焦、化学原料、矿物制品、化学纤维和造纸制品等 13 个产业定义为产能过剩行业，其余行业定义为非产能过剩行业，然后进行分组回归。回归结果如表 8 列(3)、列(4)所示。《反垄断法》的去产能效果仅在产能过剩行业显著，在非产能过剩行业不显著。出现上述结果可能的原因在于，产能过剩行业因为政府行政干预使其获取的扶持资源成

本较低,出现过度投资等盲目性扩张行为。《反垄断法》实施打破了原有行政干预过度的情况,促使市场公平竞争,企业原有的盲目性扩张行为得到明显抑制。因此,《反垄断法》实施对产能利用率的提升作用在产能过剩行业中更加显著。

5.1.3 基于市场化程度的宏观视角讨论

地区市场化程度的高低决定企业运营能否遵循市场化原则,从而对企业的资源配置和经营决策产生影响。本文根据市场化程度的高低将样本划分为高组和低组。市场化程度根据王小鲁等<sup>[27]</sup>编制的《中国分省份市场化指数报告(2021)》得到,以市场化进程总得分的中位数作为划分标准线,中位数以上的样本作为市场化程度高组,否则作为市场化程度低组,然后分别进行回归。回归结果如表 8 列(5)、列(6)所示,《反垄断法》的去产能效果仅在市场化程度低的组别显著,在市场化程度高的组别不显著。由此说明,地区市场化程度是影响《反垄断法》去产能效应的重要外部宏观因素,市场化程度越低,行政干预越强,则《反垄断法》实施的效果越好。

表 8 异质性检验及经济后果检验

| 变量(常量)                                 | 高税收                    | 低税收                   | 产能                     | 非产能                   | 市场化                   | 市场化                    | 经济                    |
|----------------------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                                        | 规模企业                   | 规模企业                  | 过剩行业                   | 过剩行业                  | 程度高                   | 程度低                    | 后果检验                  |
|                                        | (1)                    | (2)                   | (3)                    | (4)                   | (5)                   | (6)                    | (7)                   |
|                                        | CU                     | CU                    | CU                     | CU                    | CU                    | CU                     | TobinQ                |
| <i>Treat</i> × <i>Post</i>             | 1.120**<br>(2.138)     | 0.671<br>(1.389)      | 1.917***<br>(3.100)    | 0.407<br>(0.894)      | 0.451<br>(0.841)      | 0.987**<br>(1.991)     | −0.894***<br>(−3.410) |
| <i>CU</i> × <i>Treat</i> × <i>Post</i> |                        |                       |                        |                       |                       |                        | 0.013***<br>(3.486)   |
| <i>CU</i>                              |                        |                       |                        |                       |                       |                        | −0.003<br>(−1.116)    |
| <i>CVs</i>                             | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| _cons                                  | 115.603***<br>(15.337) | 90.094***<br>(10.032) | 122.751***<br>(12.550) | 86.232***<br>(12.140) | 91.983***<br>(10.946) | 109.758***<br>(14.950) | 13.585***<br>(14.641) |
| <i>Firm fe</i>                         | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| <i>Year fe</i>                         | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| <i>N</i>                               | 7 098                  | 7 097                 | 4 408                  | 10 552                | 7 497                 | 7 463                  | 14 759                |
| <i>r<sub>a</sub><sup>2</sup></i>       | 0.198                  | 0.163                 | 0.244                  | 0.149                 | 0.143                 | 0.202                  | 0.347                 |

5.2 经济后果检验

大量研究表明,产能过剩不仅是阻碍中国经济高质量发展的“痼疾”,也严重影响了企业长远发展。本研究发现《反垄断法》实施对企业产能过剩具有明显的缓解作用。同时,以托宾 Q 值作为企业长期发展的替代指标,构建模型(5)来考察《反垄断法》实施对企业去产能的经济后果。

$$TobinQ_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 CU \times Treat \times Post_{i,t} + \varphi_2 CU_{i,t} + \varphi_3 Treat \times$$
$$Post_{i,t} + \varphi_i \sum Controls_{i,t} + \sum Firm + \sum Year + \epsilon_{i,t} \tag{5}$$

《反垄断法》实施对企业去产能的经济后果的检验结果如表 8 列(7)所示。《反垄断法》实施的虚拟变量及企业产能利用率的交乘项(*CU*×*Treat*×*Post*)与企业长期价值(*TobinQ*)的回归系数在 *p*<1%的水平下显著为正(*t*=3.486),表明《反垄断法》的去产能效应有利于企业长远发展,表现为企业价值的提升。

## 6 结论和建议

本文借助《反垄断法》实施的契机,研究了《反垄断法》这一法治化机制在企业产能过剩中发挥的作用。研究发现,在《反垄断法》实施后,国有企业产能利用率显著提升,产能过剩程度有所下降。探寻机制发现,《反垄断法》实施主要通过抑制企业过度投资、减少银行信贷资源及优化资源配置来降低国有企业产能过剩。进一步检验表明,《反垄断法》实施对企业产能利用率的提升效果,在税收规模较高企业、产能过剩行业及市场化程度较低地区更为明显;经济后果检验发现,《反垄断法》实施的去产能效应提升了企业价值。

根据上述研究结论,本文提出两点建议:

1) 进一步推动《反垄断法》在化解企业产能过剩中发挥的积极作用,构建化解产能过剩的法治化长效机制。本研究发现《反垄断法》是有效化解企业产能过剩的法治化机制。同时,保护市场公平竞争环境、建立优胜劣汰机制、基于效率原则的去产能模式有效且可行。因此,在《反垄断法》的执行、修订及完善过程中,应积极推动《反垄断法》淘汰落后产能、提升产能配置效率,特别是在国有企业、税收规模较高企业、产能过剩行业及区域性行政垄断较为严重地区,更应充分运用《反垄断法》的去产能作用。

2) 加快推进市场化建设进程,出台相关配套措施,助力《反垄断法》破除行政垄断。本文异质性检验发现在市场化程度较低地区,《反垄断法》限制行政直接干预企业产能配置和打破区域行政垄断的效果较好,表明《反垄断法》的作用可能与地区市场化程度密切相关。因此,一方面要加快推进市场化建设进程,加快要素市场的市场化改革,矫正要素价格扭曲,避免企业盲目扩张;另一方面在市场化程度较低地区的《反垄断法》执行过程中,有必要出台相关配套措施助力《反垄断法》的实施,确保《反垄断法》发挥最大的去产能效果。

## 参考文献:

- [1] 林毅夫. 潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建 [J]. 经济研究, 2007, 42(1): 126-131.
- [2] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制 [J]. 经济研究, 2010, 45(10): 4-19.
- [3] 白让让. 竞争驱动、政策干预与产能扩张——兼论“潮涌现象”的微观机制 [J]. 经济研究, 2016, 51(11): 56-69.
- [4] 江飞涛, 耿强, 吕大国, 等. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理 [J]. 中国工业经济, 2012(6): 44-56.
- [5] 徐业坤, 马光源. 地方官员变更与企业产能过剩 [J]. 经济研究, 2019, 54(5): 129-145.
- [6] 江飞涛, 曹建海. 市场失灵还是体制扭曲——重复建设形成机理研究中的争论、缺陷与新进展 [J]. 中国工业经济, 2009(1): 53-64.
- [7] 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.
- [8] 徐朝阳, 周念利. 市场结构内生变迁与产能过剩治理 [J]. 经济研究, 2015, 50(2): 75-87.
- [9] 张林. 中国式产能过剩问题研究综述 [J]. 经济学动态, 2016(9): 90-100.
- [10] 席鹏辉, 梁若冰, 谢贞发, 等. 财政压力、产能过剩与供给侧改革 [J]. 经济研究, 2017, 52(9): 86-102.
- [11] 徐璐, 叶光亮. 竞争政策与跨国最优技术授权策略 [J]. 经济研究, 2018, 53(2): 95-108.
- [12] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007(7): 36-50.
- [13] 耿强, 江飞涛, 傅坦. 政策性补贴、产能过剩与中国的经济波动——引入产能利用率 RBC 模型的实证检验 [J]. 中国工业经济, 2011(5): 27-36.
- [14] 卞元超, 白俊红. 区域市场整合能否提升企业的产能利用率? [J]. 财经研究, 2021, 47(11): 64-77.
- [15] KALDOR N. Market Imperfection and Excess Capacity [J]. Economica, 1935, 2(5): 33-50.
- [16] DIXIT A K, PINDYCK R S. Investment under Uncertainty [M]. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [17] MATHIS S, KOSCIANSKI J. Excess Capacity as a Barrier to Entry in the US Titanium Industry [J]. International Journal of Industrial Organization, 1996, 15(2): 263-281.

[18] MARC J. Melitz, Gianmarco I P Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. The Review of Economic Studies, 2008, 75(1): 295-316.

[19] 国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组,赵昌文,许召元,等. 当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析 [J]. 管理世界, 2015(4): 1-10.

[20] 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.

[21] 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.

[22] 于连超,孙帆,毕茜,等. 环境保护费改税有助于提升企业产能利用率吗——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据 [J]. 上海财经大学学报, 2021, 23(4): 32-47.

[23] BELLEFLAMME P, PEITZ M. Industrial Organization: Markets and Strategies [M]. New York: Cambridge University Press, 2010.

[24] 陈林,朱卫平. 创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验 [J]. 经济学(季刊), 2011, 10(2): 653-674.

[25] RESTUCCIA D, ROGERSON R. Misallocation and Productivity [J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(1): 1-10.

[26] 国泰安(CSMAR)数据库. 中国上市公司财务报表(2003-2020) [DB/OL]. (2022-05-06) [2022-05-11]. <http://cndatal.csmar.com/2022-05-06/>.

[27] 王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.

[28] 董敏杰,梁泳梅,张其仔. 中国工业产能利用率: 行业比较、地区差距及影响因素 [J]. 经济研究, 2015, 50(1): 84-98.

[29] 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, 31(1): 49-56.

[30] 李雪松,赵宸宇,聂菁. 对外投资与企业异质产能利用率 [J]. 世界经济, 2017, 40(5): 73-97.

[31] 杜勇,孙帆,胡红燕. 共同机构所有权与企业产能利用率 [J]. 财经研究, 2022, 48(10): 49-63.

[32] 王彦超,赵婷婷,纪宇. 反垄断、竞争强度与高管激励 [J]. 财贸经济, 2022, 43(3): 67-81.

[33] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.

[34] 刘慧龙,王成方,吴联生. 决策权配置、盈余管理与投资效率 [J]. 经济研究, 2014, 49(8): 93-106.

[35] 钱爱民,付东. 信贷资源配置与企业产能过剩——基于供给侧视角的成因分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2017(4): 30-41.

[36] 韩国高,高铁梅,王立国,等. 中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究 [J]. 经济研究, 2011, 46(12): 18-31.

责任编辑 夏娟