

“去产能”与我国系统性风险防范^{*}

张少东 王道平 范小云

摘要:本文采用2007—2019年间我国上市公司面板数据,基于双重差分模型研究供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国“产能过剩”行业企业的系统性风险边际贡献的影响,并进一步考察其作用机理。研究发现,供给侧结构性改革中“去产能”政策对于改革中涉及的“去产能”行业企业的边际风险贡献有显著负向作用,即“去产能”政策有效降低了我国“产能过剩”行业企业对系统性风险的边际影响。机制分析结果表明,“去产能”政策通过改善企业经营状况,提高企业盈利能力,降低了我国“产能过剩”行业企业的系统性风险边际贡献,进而有助于避免系统性风险积聚与防范系统性危机发生。本文的研究结论,对于我国不断深化“供给侧结构性改革”,尤其是稳步落实“去产能”政策具有重要政策意义。

关键词:供给侧结构性改革 产能过剩 去产能 系统性风险

一、引言

经过40多年的快速发展,我国经济取得了举世瞩目的成就,但长期以来也积累了一些结构性、体制性突出的矛盾和问题,主要体现在经济增速下降、工业品价格下降、实体企业盈利下降、经济风险发生概率上升,这些问题不是周期性的,而主要是结构性的(中共中央宣传部,2016)。为解决我国经济深层次的结构性问题,防范经济风险发生,习近平总书记在2015年11月的深改组会议上,首次提出要加强“供给侧结构性改革”。2017年10月,习近平总书记在十九大报告中进一步要求“深化供给侧结构性改革”,提出“建设现代化经济体系,必须把发展经济的着力点放在实体经济上,把提高供给体系质量作为主攻方向,显著增强我国经济质量优势。”“坚持去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板,优化存量资源配置,扩大优质增量供给,实现供需动态平衡”。2018年12月,习近平总书记在中央经济工作会议上再次强调,要巩固“三去一降一补”成果,推动更多产能过剩行业加快出清。2019年4月,习近平总书记主持召开的中央政治局会议强调,要细化“巩固、增强、提升、畅通”八字方针落实举措,注重以供给侧结构性改革的办法稳需求,坚持结构性去杠杆,在推动高质量发展中防范化解风险。2020年5月,李克强总理在政府工作报告中再次强调,在疫情防控常态化前提下,要坚持以供给侧结构性改革为主线,坚持以改革开放为动力推动高质量发展。

事实上,在我国实施供给侧结构性改革前,我国部分行业产能过剩情况十分严峻。数据显示,2012年底,我国钢铁、水泥、电解铝、平板玻璃、船舶产能利用率分别仅为72%、73.7%、71.9%、73.1%和75%,明显低于国际通常水平。从国际经验来看,欧美一些国家认为产能利用率的正常值应该在79%~82%之间,低于79%则出现产能过剩,日本则认为产能利用率的正常值应该在83%~

^{*} 张少东、王道平、范小云,南开大学金融学院,邮政编码:300350,电子邮箱:nkuzsd@163.com, wangdaoping@nankai.edu.cn, fanxiaoyun@vip.sina.com。本文受国家自然科学基金重大项目“基于结构性数据分析的我国系统性金融风险防范体系研究”(17ZDA074)、国家自然科学基金青年项目“健全系统性金融风险预警、防控与应急处置机制研究”(18CJY061)、中央高校基本科研业务费专项资金项目(63202063)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

86%之间。在习近平总书记提出“供给侧结构性改革”的2015年,我国大部分行业产能利用率一度达到历史性低点,其中钢铁、水泥、电解铝和平板玻璃产能利用率分别为66.99%、67%、78%和68%。

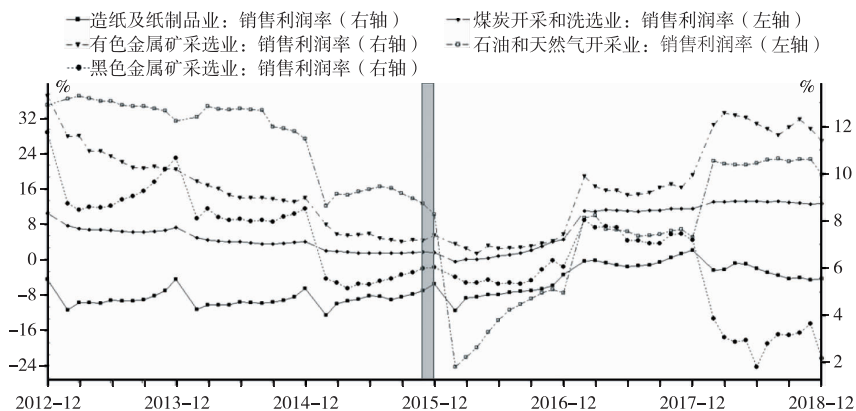


图1 部分产能过剩行业销售利润率变化

注:图中阴影区域即2015年11月召开的中央经济工作会议上,提出要进行供给侧结构性改革。

数据来源:国家统计局。

产能过剩,不仅对于产能过剩行业内公司经营状况产生不利影响,也将增加我国的经济金融风险,并且带来许多社会问题。一方面,产能过剩将导致产能过剩行业产品价格持续下跌、企业库存上升、企业利润下降甚至严重亏损。图1显示,2015年底之前,主要产能过剩行业销售利润率整体不断降低,部分行业亏损严重,甚至创下了比次债危机期间更严重的亏损。如果任由其发展,导致企业破产和职工失业显著增加,可能诱发严重的社会问题。另一方面,产能过剩问题将导致经济金融风险集聚,银行信贷和地方债务等各种问题集中爆发并使经济面临“硬着陆”风险,甚至诱发系统性经济危机与金融危机的爆发,难以守住不发生系统性风险的底线。

自从习近平总书记提出“供给侧结构性改革”后,随着“去产能”政策稳步落实,我国化解产能过剩已取得较为显著成效。2017年,我国工业产能利用率为77%,比上年回升3.7个百分点,为近五年来最高水平。2017年《政府工作报告》明确,2017年要压减钢铁产能5000万吨左右,退出煤炭产能1.5亿吨以上,淘汰、停建、缓建煤电产能5000万千瓦以上。落实结果显示,2017年全国压减钢铁产能5000万吨以上,累计化解煤炭过剩产能2.5亿吨,淘汰、停建、缓建煤电产能6500万千瓦,超额完成相关目标任务。另外,工信部和2018年国务院《政府工作报告》披露数据显示,我国在钢铁和煤炭行业均已经提前完成“十三五”时期去产能目标。2020年6月,《关于做好2020年重点领域化解过剩产能工作的通知》中明确指出,2016年以来,总量性去产能任务全面完成,系统性去产能、结构性优产能初显成效。

近年来,越来越多学者开始关注并研究我国供给侧结构性改革中“去产能”政策相关问题。现有关于我国“去产能”问题的研究,大多集中于我国“产能过剩”测度与造成我国“产能过剩”的原因探讨。关于我国“产能过剩”测度研究,主要有:韩国高等(2011)对我国制造业产能过剩进行了测度;张少华、蒋伟杰(2017)对我国产能过剩程度进行了测度并探讨了行业分布情况。关于我国“产能过剩”原因分析,代表性研究主要有周黎安(2004)、林毅夫(2007)、林毅夫等(2010)、王文甫等(2014)、干春晖等(2015)、席鹏辉等(2017)、侯方宇和杨瑞龙(2018)、李艳和杨汝岱(2018)等。此外,一些学者近年来也对我国“供给侧结构性改革”进行了系列研究,如周密、刘秉镰(2017)对中国式产能过剩从二元市场角度进行了解释,对供给侧结构性改革为什么是必由之路进行了论证,指出中国式产能过剩是商品和住房二元市场叠加的饱和需求式过剩,我国普通商品市场存在“饱和需求陷阱”,而住房市场存在“投资偏好陷阱”,为此应以供给方向和供给对象为重点进行供给侧结构性改革;周密等

(2018)进一步分析了供给侧结构性改革的实施条件与动机。

但是,国内外较少有学者从系统性风险角度,从理论与实证上探讨我国“产能过剩”尤其是我国供给侧结构性改革背景下“产能过剩”行业“去产能”对我国经济金融风险的影响,而近年来不断爆发的债务违约事件表明,产能过剩行业的贷款资产质量以及债务风险,有可能将成为银行爆发信用风险的潜在导火索。鉴于此,本文将从理论上剖析供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国系统性风险的影响及其作用机制,并采用我国上市公司数据基于双重差分模型(DID)进行实证分析。

与现有研究相比,本文主要创新与贡献有以下几个方面:(1)既有研究很少有探讨我国供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国系统性风险的影响,本文不但从理论与实证分析上深入探究我国供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国系统性风险的影响,而且对其机制进行分析,弥补了关于我国“供给侧结构性改革”“产能过剩”与“去产能”这一研究领域的空白;(2)现有关于我国系统性风险的研究主要局限于对我国金融部门风险的考察,而本文采用 Acharya et al(2017)提出的测度单个机构对系统性风险的边际风险贡献的经典方法——边际期望损失(MES),对我国14个行业^①各企业对我国系统性风险的边际风险影响进行了测度与分析,拓展了关于我国系统性风险的研究。

二、文献回顾、理论分析与研究假设

(一)文献回顾

关于“产能过剩”概念,Chamberlin(1933)在界定完全产能的基础上,从微观经济学角度系统地阐述了“产能过剩”,指出完全产能是完全竞争均衡条件下的产出水平,不完全竞争引起经济组织的无效率进而导致产能过剩,即产能过剩是指企业的实际产出小于其最优规模(平均成本最小)时的产出水平。Kamien & Schwartz(1972)认为,产能过剩就是处于垄断竞争或不完全竞争行业的企业生产设备利用率低于使用平均成本达到最小时的情形。王岳平(2006)把产能过剩分为即期过剩和预期过剩,前者是指目前生产能力与需求量的比值已超过了维持市场良性竞争所必要的限度,主要表现为设备利用率和产销率低,产成品库存增加,价格下降甚至低于成本,企业亏损面较大等;后者是指未来某时间内预期生产能力与预期需求的比值超过正常范围,主要表现为在建项目投资增长过快。林毅夫等(2010)认为,产能过剩是一种生产能力存量的过剩。韩国高等(2011)指出,产能过剩是指社会总需求的限制导致社会经济活动没有达到正常限度的产出水平,从而使得资源未能实现充分利用,产能在一定程度上出现了闲置。钟春平、潘黎(2014)认为产能过剩指企业实际产出大于市场需求的程度超过了正常期望水平的状态。事实上,我国当前的“产能过剩”,实质上是一种供给侧的结构性生产过剩,即某些行业某些产品的结构性过剩,同时又伴随另外一些行业某些产品的供给短缺,这反映了我国当前供给侧存在的深层次的“结构性”问题,是我国社会生产能力发展不平衡不充分的表现。

关于“产能过剩”原因研究,学者们主要从微观视角和中宏观视角两个方面进行了阐释。(1)从企业行为等微观视角解释。第一种观点认为产能过剩是一种企业的竞争策略,即在位企业倾向于保有过剩生产能力或者试图以过度投资保持其在产量和价格竞争中的先行优势,向潜在的进入对手发出可置信威胁,以达到限制进入者或保持其市场份额的效果(Spence,1977;Barham & Ware,1993;Dixit & Pindyck,1994)。第二种观点认为企业保有过剩产能,实际上是为了应对未来市场需求的不确定性,而合理预留的部分生产能力以备不确定性的需求增加(Esposito & Esposito,1974;Pindyck,1988;Bloom et al,2007;Paha,2013),但我国大多数学者不认同上述两种因素是导致我国长期“产能过剩”的原因。第三种观点认为产能过剩是微观市场失灵的结果,其中,代表性研究是林毅夫

^①本文关于行业分类的数据是基于证监会行业分类所得的,这些行业依次为采矿业;电力、热力、燃气及水生产和供应业;建筑业;交通运输、仓储和邮政业;农、林、牧、渔业;批发和零售业;信息传输、软件和信息技术服务业;住宿和餐饮业;租赁和商务服务业;科学研究和技术服务业;水利、环境和公共设施管理业;卫生和社会工作;文化、体育和娱乐业;制造业。

(2007)、林毅夫等(2010)提出的因信息不对称导致的“潮涌现象”而引起的产能过剩理论。他们的研究指出,由于发展中国家所要投资的产业技术成熟、产品市场已经存在,往往容易导致对行业良好愿景存在共识,引发大量企业同时进入某个或几个行业,出现投资上的“羊群效应”与“潮涌现象”,而投资过程中企业家的信息不对称与不完全导致了事后产能过剩的发生。(2)从政府失灵或制度扭曲等中宏观视角解释。第一种观点认为,我国产能过剩主要源于官员政治晋升机制的扭曲,周黎安(2004)认为出于政治晋升考虑,官员主导型的投资很容易形成“恶性竞争”,导致长期以来各地区对许多项目的投资即使存在明显面临亏损的情况,仍然会出现“一哄而上”的情形,进而导致大量产能过剩;干春晖等(2015)则从地方官员任期的角度进一步指出,地方官员在晋升关键时期为了经济绩效,有激励向企业提供较多土地和融资优惠,促使企业产能扩张冲动,最终导致产能利用率下降,出现过剩产能。第二种观点认为,扭曲的政商关系是导致产能过剩产生的原因,侯方宇、杨瑞龙(2018)指出,在扭曲的政商关系下,企业与地方政府会利用信息优势来规避中央政府的产业政策,从而导致中央政府的产业政策在治理“潮涌现象”时无效;李艳、杨汝岱(2018)也发现,依赖地方国企严重的地方,低效率的国有企业不容易退出市场。第三种观点从税收与财政视角认为,我国产能过剩是与税收制度以及地方政府追求税收最大化密切相关的,如王文甫等(2014)通过构建 DSGE 模型分析认为,为了追求 GDP 和税收最大化,地方政府干预往往向大企业、重点企业倾斜,促使其产量增加,也导致了过度投资与非周期性产能过剩;席鹏辉等(2017)研究发现,地方政府为了应对增值税分成减少所形成的财政压力,将积极引入具有高增值税税收收益属性的产能过剩行业企业,进而加剧了我国产能过剩。

综上所述关于我国“产能过剩”的现有研究,主要集中于探讨导致我国“产能过剩”的原因,很少有学者从学术上深入探讨“产能过剩”以及“去产能”对我国的影响,尽管已有一些学者在研究中已经意识到了“产能过剩”将会引发一系列经济社会问题、甚至金融危机。林毅夫(2007)、林毅夫等(2010)研究指出,产能过剩将会引发市场恶性竞争、经济效益降低、企业开工不足甚至大量企业亏损破产、工人大量下岗失业,使得我国银行呆账坏账与银行不良上升,甚至可能引发金融危机。政府如果不进行干预与引导,完全依靠市场自我调节,很可能出现大而频繁的经济周期波动、甚至经济危机。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(2015)的调研与研究发现,如果我国产能过剩问题继续持续而不能提前化解,不但会导致企业过度恶性竞争、效益下降,甚至可能引发我国企业大面积破产倒闭的经济社会风险,而且今后几年我国所面临的产能过剩矛盾可能更加恶化,导致银行信贷、地方债务等多种问题集中爆发,经济将会面临“硬着陆”风险。

(二)理论分析与研究假设

1.“去产能”政策与企业绩效。(1)“去产能”政策通过价格渠道影响企业绩效。供给侧结构性改革中“去产能”政策的实施,将有助于减少“过剩供给”,促进先前“产能过剩”行业市场出清与产品价格回升,进而有助于改善先前“产能过剩”行业企业盈利能力。“去产能”政策主要包括严禁建设新增产能项目、坚决淘汰落后产能和引导产能有序退出。伴随着这些政策逐渐落实,产品生产能力严重超过有效需求的现状得以缓解。观察我国供给侧结构性改革进程,不难发现,2016年之后,随着包括钢铁、煤炭等在内的各个主要产能过剩行业化解产能过剩目标不断实现,这些行业产品价格纷纷扭转下行态势,开始稳步上升(见图2)。

(2)“去产能”政策通过信贷渠道影响企业绩效。化解产能过剩进程中的金融支持政策,缓解了这些行业中有前景、有效益的企业的融资约束,增加了信贷获得便利程度,从而一定程度上解决了“融资难”“融资贵”问题。在《国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》《国务院办公厅关于促进建材工业稳增长调结构增效益的指导意见》《国务院关于钢铁行业化解过剩产能实现脱困发展的意见》与《国务院关于煤炭行业化解过剩产能实现脱困发展的意见》等政策文件中,均明确指出,要落实有保有控的金融政策,对化解过剩产能、实施兼并重组且有前景、有效益的企业,按照风险可控、商业可持续原则加大信贷支持力度。

(3)“去产能”政策通过企业创新渠道影响企业绩效。随着化解产能过剩进程不断深入,这些产能过剩行业企业为满足化解落后产能和转型升级需要不断进行创新,由此提升企业绩效。一方面,在化解产能严重过剩矛盾中,市场机制和经济杠杆倒逼企业增强技术创新,实现企业转型和产业升级,提升以产品质量、标准、技术为核心要素的市场竞争力。企业着重强化战略管理、培育知名品牌,加强产品创新、组织创新、商业模式创新,提升有效供给,创造有效需求。另一方面,去产能使得产品生产能力严重超过有效需求的现状得以改善,从而有利于市场竞争机制发挥有效作用。在市场经济条件下,供给适度大于需求是市场竞争机制发挥作用的前提,有利于调节供需,促进技术进步与管理创新。

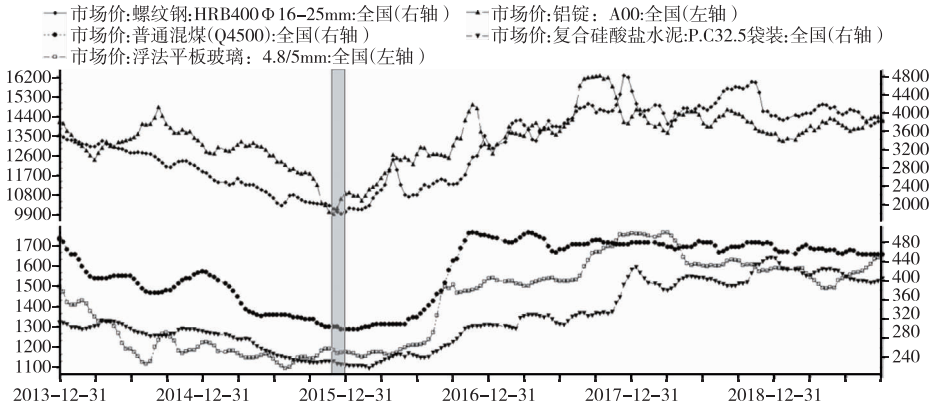


图2 主要去产能行业产品价格(元/吨)

注:图中阴影区域即2015年11月召开的中央经济工作会议上,提出要进行供给侧结构性改革。

数据来源:国家统计局。

(4)可能存在的挑战。在化解产能过剩进程中,除了带来上述影响之外,也应认识到事实上仍存在一些挑战,即呈现出一定的“陷阱效应”。其一,产能过剩行业企业利润回升受阻,分化明显。若仅仅重视单一削减产能,忽视产业结构升级和扩大国内有效需求,则将使得“去产能”政策促进产能过剩行业产品价格回升和市场出清的效用大打折扣。其二,企业退出成本较高,负担较重。白让让(2016)指出,小型国有企业的产业退出往往面临着较高的职工安置、职工分流和辅业分离等压力和成本。董敬怡(2018)则认为,企业退出某行业的渠道还不够完善,导致产能过剩企业无法顺利退出,在产能过剩和亏损道路上越走越远。其三,企业高额存量债务处置困难。在化解产能过剩进程中,个别“僵尸企业”已经被关闭,但集团公司依旧承担高额存量债务,导致其资产负债率不断上升,经营风险累积。

“去产能”政策与企业绩效影响机理总结如图3所示。基于上述理论分析,本文提出假说1:

假说1:我国供给侧结构性改革中“去产能”政策将有助于改善我国“产能过剩”行业企业盈利能力。

2.“去产能”政策与系统性风险防范。(1)企业角度。首先,“去产能”政策通过改善先前“产能过剩”行业企业盈利能力以防范系统性风险。结合已有关于我国“产能过剩”的研究可知,无论是微观市场失灵还是政府失灵或制度扭曲等原因导致的我国“产能过剩”,都将引发我国“产能过剩”行业内企业恶性竞争,导致“产能过剩”行业产品价格过低甚至长期低于生产成本,企业盈利不断下降乃至长期处于亏损状态,这又将使得企业偿付能力不断下降,引发“产能过剩”行业企业破产违约风险上升,债务违约事件不断发生,进而导致我国系统性风险积聚,甚至引发系统性金融危机与严重的经济萧条。供给侧结构性改革中“去产能”政策的实施,则将有助于改善先前“产能过剩”行业企业盈利能力,提高“产能过剩”行业企业偿付能力,避免债务违约与破产,进而有助于降低我国“产能过剩”行业企业对我国系统性风险的边际风险贡献,避免系统性风险继续积聚引发系统性金融危机与经济

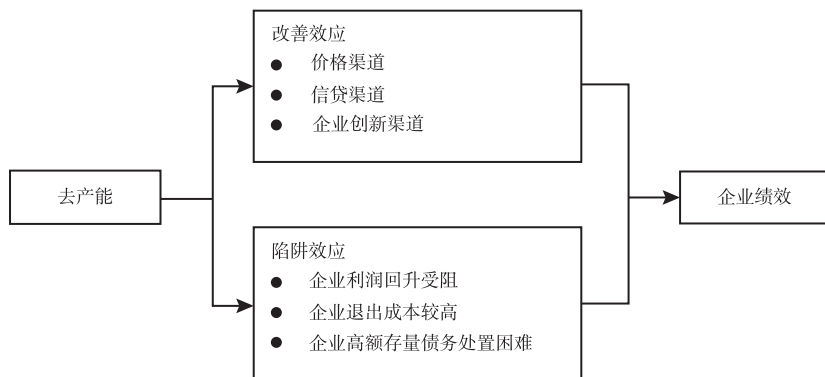


图3 “去产能”政策与企业绩效影响机理分析

危机。

其次，“去产能”进程中对“僵尸企业”的处置，有利于防范系统性风险。妥善处置“僵尸企业”，主要从两个维度发挥防范系统性风险的积极作用，其一是通过减少无效供给，降低产能过剩矛盾，加快市场出清过程；其二是优化存量，倒逼提升资源配置效率，释放大量沉淀资源（包括人、财、物、土地等有形资源以及企业家精神、市场活力等无形资源）。2019年5月，国家发改委发布《关于做好2019年重点领域化解过剩产能工作的通知》，从14个方面推进重点领域化解过剩产能工作，要求加快重点领域“僵尸企业”出清。谭语嫣等(2017)研究指出，妥善处理僵尸企业问题，有助于优化资源配置效率，进而促进经济可持续发展。王永钦等(2018)也认为解决僵尸企业问题可以降低信贷扭曲，减少资源错配，从而促进中国以创新驱动的高质量发展。

再次，“去产能”政策的稳步落实通过保障资本市场健康有效运行，发挥资本市场基本功能，有效防范系统性风险。一是将有效提高资源优化配置功能。部分产能过剩行业企业作为上市公司，尤其是其中的一些大企业，挤占了大量股市资金，且资金利用效率低，拉低了行业整体投资回报率。针对这些企业实施“去产能”政策，将会明显改善资源配置格局。二是有效恢复股市价格发现功能。当前资本市场上“僵而不死”的企业陆续涌现，使得股市价格发现功能发挥受阻，并且作为题材股频频被市场上投机资金炒作，给市场稳定带来滋扰。在化解产能严重过剩矛盾进程中，通过推进企业兼并重组等一系列政策，如鼓励有实力的大型企业集团，以资产、资源、品牌和市场为纽带实施跨地区、跨行业的兼并重组，鼓励和引导非公有制企业通过参股、控股、资产收购等多种方式参与企业兼并重组等，支持有帮扶价值的企业，加快处置无帮扶价值的企业，将逐一化解资本市场风险“堰塞湖”。

最后，“去产能”政策通过妥善处理企业债务与优化企业债务结构，减少了企业债务违约，有效防范化解了企业债务风险。一方面，“去产能”政策通过改善先前“产能过剩”行业企业盈利能力，提高“产能过剩”行业企业偿付能力以避免债务违约。另一方面，运用市场化手段妥善处置企业债务，如通过实行债务重组、债转股、破产重组等方式，减轻企业债务压力。此外，通过多项措施优化企业债务结构，也可以降低企业债务负担。其一，加大清欠力度，减少无效占用，加快资金周转，降低资产负债率。其二，多措并举清理因担保圈、债务链形成的三角债。其三，加快清理以政府、大企业为源头的资金拖欠，推动开展中小企业应收账款融资。其四，加快公司信用类债券产品创新，丰富债券品种，推动企业在风险可控的前提下利用债券市场提高直接融资比重，优化企业债务结构。由此，在去产能进程中，企业债务问题得到妥善处理，有效防范和化解了企业债务风险。

(2) 银行角度。在我国以银行为主导的间接融资体系下，企业端的“去产能”也会通过推动银行加快不良资产处置进度，实现银行风险释放，长期来看，有利于银行业健康发展和金融体系的稳定，进而防范系统性风险。随着企业端“去产能”不断深入，与之对应的银行端不良资产处置进度逐渐加快，不良资产处置效率得到提高。如拓宽不良资产市场转让渠道，探索扩大银行不良资产受让主体，强化不良资产处置市场竞争；加大力度落实不良资产转让政策，支持银行向金融资产公司打包

转让不良资产,推动银行不良资产证券化;多渠道补充银行核心和非核心资本,提高损失吸收能力。在产能过剩行业企业“去产能”过程中,银行资产短期可能承压,有一定潜在风险,但长期来看,这势必化解未来可能发生的更严重的银行业风险,实现风险提前合理释放,进而维护整个金融体系健康稳定高效运转,守住不发生系统性金融风险的底线。曹国华、刘睿凡(2016)认为,供给侧改革去产能、去库存的目标与商业银行存量信贷资产质量优化的诉求是一致的,因此,供给侧改革的大背景为商业银行改善信贷资产质量提供了契机。

综合上述理论分析,不难看出,“去产能”政策真正发挥作用不是一蹴而就的,无论是企业角度,还是银行角度,短期内政策作用都可能呈现“陷阱效应”,即可能不会发挥有效作用。从企业角度来看,概括来讲,其一是企业利润回升受阻;其二是企业退出成本较高;其三是企业高额存量债务处置困难;其四是“僵尸企业”处置困难重重,面临精准识别、职工安置、债务化解、欠税减免和破产重整等诸多难题。从银行角度来看,短期内化解产能过剩进程中处置“僵尸企业”等举措可能使得银行业资产质量承受一定压力,给商业银行信贷资产规模与质量带来不利影响。

“去产能”政策与系统性风险防范影响机理总结如图4所示。本文主要聚焦于考察“产能过剩”行业企业与系统性风险防范,因此,基于上述理论分析,本文提出假说2:

假说2:我国供给侧结构性改革中“去产能”政策将有助于降低我国“产能过剩”行业企业对我国系统性风险的边际风险贡献。

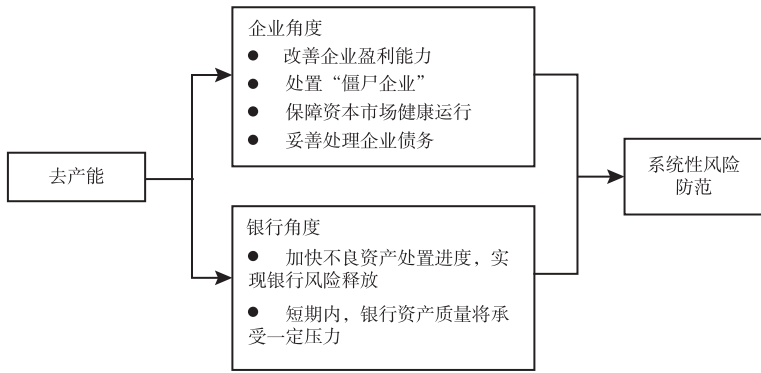


图4 “去产能”政策与系统性风险防范影响机理分析

三、研究设计

(一)模型设定与估计方法

双重差分模型(DID)常用来评估政策效果(Card & Krueger, 1994)。其基本表达式为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_i \cdot D_t + \beta_2 G_i + \beta_3 D_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, G_i 为实验组虚拟变量(若个体*i*属于实验组, G_i 为1;若个体*i*属于控制组, G_i 为0); D_t 为实验期虚拟变量(实验后, D_t 为1;实验前, D_t 为0),若*i*属于实验组,且为实验后,交互项 $G_i \cdot D_t$ 取值为1,反之为0; ϵ_{it} 为随机扰动项。分组虚拟变量 G_i 刻画的是实验组和控制组本身的差异,时间虚拟变量 D_t 刻画的是实验前后本身的差异,交互项 $G_i \cdot D_t$ 则描述了实验组的政策效应。

利用双重差分模型需要满足以下约束:其一要求实验组和控制组的选择是随机的;其二要求实验组和控制组具有共同趋势。为克服这些约束,Heckman et al(1997)提出了双重差分倾向得分匹配法(PSM—DID)。采用倾向得分匹配法(PSM),即从政策冲击之前的样本的控制组中找出与实验组特征相似的样本,然后利用该样本在政策冲击之后的结果变量作为实验组样本的潜在结果的替代(刘瑞明、赵仁杰,2015)。由此,利用PSM重新匹配后的“新样本”进行实证分析,可降低实验组和控制组在政策冲击前的差异,以期达到政策冲击对全体样本的“随机性”(董香书、肖翔,2017),这也在

一定程度上克服了共同趋势约束。因此,本文先采用倾向得分匹配法处理样本,以保证实验组和控制组选择的随机性以及共同趋势假设的成立,再使用匹配后样本进行实证分析。

基于双重差分模型(DID),并参考 Lu et al(2013)、洪俊杰等(2014)和李科等(2014)的研究,本文重点关注供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国“产能过剩”行业企业边际期望损失(MES)的影响,即交互项 $G_i \cdot D_i$ 的系数,依次构建以下模型研究供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国“产能过剩”行业企业系统性风险边际贡献的影响和作用机制。

为检验假说 2,建立如下回归模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_i \cdot D_i + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, y_{it} 为被解释变量,以边际期望损失(MES)表示单个机构对于系统性风险的边际贡献; G_i 为实验组虚拟变量,供给侧改革中涉及去产能的企业为 1^①,其他企业为 0; D_i 为实验期虚拟变量,代表供给侧结构性改革中去产能政策实施时间虚拟变量, $D_i=1$ 表示政策实施后(即时间在 2015 年之后^②), $D_i=0$ 表示政策实施前;交互项 $G_i \cdot D_i$ 描述了实验组的政策效应; X_{it} 代表其他控制变量,包括公司规模(Asset)、资产收益率(Roa)、企业年龄(Age)、独立董事比例(Indep)、最大股东持股比例(Large)、企业行业地位(Hys)、企业短期借款(Sloan)、货币供应量增长率(Ms)、国内生产总值增长率(Gdp)、利率(Ir)、贷款与国内生产总值之比(De)、进出口总额与国内生产总值之比(Ie)和通货膨胀率(Cpi)。

为检验假设 1,建立如下回归模型:

$$performance_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_i \cdot D_i + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $performance_{it}$ 为被解释变量,代表企业盈利能力,用资产收益率(Roa)和净资产收益率(Roe)来衡量; G_i 和 D_i 的定义与模型(2)中一致; X_{it} 代表其他控制变量,包括企业规模(Asset)、企业年龄(Age)、企业杠杆率(Lev)、企业行业地位(Hys)、企业短期借款(Sloan)、货币供应量增长率(Ms)、国内生产总值增长率(Gdp)、利率(Ir)、贷款与国内生产总值之比(De)、进出口总额与国内生产总值之比(Ie)和通货膨胀率(Cpi)。与模型(2)一致,本文重点关注供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国“产能过剩”行业企业盈利能力的影响,即交互项 $G_i \cdot D_i$ 的系数。

(二)数据来源、指标选择和描述性统计

1. 数据来源。本文所使用的基础数据为 2007—2019 年间我国上市公司数据,总共包括 14 个行业 2939 家上市公司的数据,共计 38207 个观测值,数据主要来源于国家统计局和 Wind 数据库。本文关于行业分类的数据是基于证监会行业分类所得的,这些行业依次为采矿业;电力、热力、燃气及水生产和供应业;建筑业;交通运输、仓储和邮政业;农、林、牧、渔业;批发和零售业;信息传输、软件和信息技术服务业;住宿和餐饮业;租赁和商务服务业;科学研究和技术服务业;水利、环境和公共设施管理业;卫生和社会工作;文化、体育和娱乐业;制造业。

2. 指标选择和描述性统计。为了衡量我国“产能过剩”行业企业对我国系统性风险的边际影响,本文参照 Acharya et al(2017),以边际期望损失(MES)衡量单个机构对于系统性风险的边际贡献,该方法自从被提出以来已被国内外学者们广泛采用(Brownlees & Engle, 2011; 范小云等, 2011; 赵进文、韦文彬, 2012)。借鉴 Acharya et al(2017),本文主要被解释变量边际期望损失(MES)的计算,先确定给定时间区间内市场收益最糟糕的那占比 5% 的交易日,然后计算这些交易日内任意给定上市公司股票收益率(R_i^j)平均值的相反数。MES 越大,表明边际风险贡献越大。

①首先根据国务院去产能相关文件,汇总整理去产能主要领域,主要集中在水泥、平板玻璃、焦炭、钢材、生铁、原铝(电解铝)、原煤、原油和发电等领域,即主要集中在采矿、电力和制造业三个行业;接下来根据主营产品筛选出这些行业中“去产能”涉及的公司。

②在 2015 年 11 月初召开的中央财经领导小组第十一次会议上,习近平总书记指出,要在适度扩大总需求的同时,着力加强“供给侧结构性改革”,着力提高供给体系质量和效率,增强经济持续增长动力,推动我国社会生产力水平实现整体跃升。

$$MES = -\frac{1}{\# \text{ days}_{t,5\% \text{ tail}}} \sum R_i^i \quad (4)$$

参照经典文献做法本文还引入一些相关控制变量以保证实验组和控制组的同质性。主要包括以下控制变量：(1)企业规模(*Asset*)，用企业总资产衡量，取对数处理。企业规模越大，在市场中地位可能更重要，尤其是大型企业。大型企业背后往往存在复杂的上下游借贷关系，一旦这些大型企业出现问题，可能引起连锁反应，诱发市场风险。(2)企业杠杆率(*Lev*)，用权益乘数衡量，按照1%标准进行缩尾处理。杠杆率越高，表明企业负债越高，财务风险也将随之增加。(3)资产收益率(*Roa*)，按照1%标准进行缩尾处理。(4)净资产收益率(*Roe*)，按照1%标准进行缩尾处理。净资产收益率越高，说明投资带来的收益越高，该指标体现了自有资本获得净收益的能力。(5)企业年龄(*Age*)，等于公司创立日期至统计当年的年限，取对数处理。(6)独立董事比例(*Indep*)，采用独立董事人数占董事总人数的比值。(7)最大股东持股比例(*Large*)，采用公司第一大股东持股比例。(8)企业行业地位(*Hys*)，用企业当年总资产占其所在行业当年全部公司总资产之和的比值来衡量，该比值越大，表明该企业在行业中地位越高。(9)企业短期借款(*Sloan*)，即企业从银行或其他金融机构借入的偿还期在一年以内的各种借款，该指标在一定程度上能反映企业在当年获得金融资源的状况，该指标值越大，表明获得金融资源配置的状况有所改善，取对数处理。(10)货币供应量增长率(*Ms*)，货币供应量用M2增长率来衡量。(11)国内生产总值增长率(*Gdp*)。(12)利率(*Ir*)，用一年定期存款利率衡量。(13)贷款与国内生产总值之比(*De*)，用金融机构各项贷款余额比GDP来衡量。(14)进出口总额与国内生产总值之比(*Ie*)。(15)通货膨胀率(*Cpi*)，取对数处理。文中主要变量描述性统计见表1。

表1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
MES	26835	0.0387	0.0240	-0.0958	0.167
D_t	38207	0.308	0.462	0	1
$G_i \cdot D_t$	38207	0.0161	0.126	0	1
G_i	38207	0.0524	0.223	0	1
<i>Roa</i>	34214	0.0668	0.0788	-0.245	0.344
<i>Roe</i>	34002	0.117	0.150	-0.674	0.599
<i>Ms</i>	38207	0.145	0.0531	0.0808	0.284
<i>Gdp</i>	38207	0.0812	0.0162	0.0610	0.119
<i>Ir</i>	38207	0.0193	0.0079	0.0110	0.0333
<i>De</i>	38207	1.251	0.183	0.950	1.545
<i>Ie</i>	38207	0.0640	0.0118	0.0462	0.0805
<i>Asset</i>	34226	21.59	1.495	10.84	28.64
<i>Cpi</i>	38207	4.633	0.0172	4.598	4.662
<i>Lev</i>	32529	2.262	1.580	1.070	14.86
<i>Age</i>	37840	2.570	0.545	0	4.234
<i>Large</i>	28139	0.360	0.156	0.0029	1
<i>Indep</i>	30305	0.367	0.0671	0	1
<i>Hys</i>	34228	0.0051	0.0257	0	0.738
<i>Sloan</i>	26785	19.29	1.881	7.114	25.84

四、实证结果与分析

(一) 基准结果

表2汇报了供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国“产能过剩”行业企业系统性风险边际贡献的影响。Hausman检验结果表明应建立固定效应模型。表2中，第(1)~(5)列均为固定效应回归。不难看出，逐步增加控制变量，交互项 $G_i \cdot D_t$ 系数均显著为负，这表明供给侧结构性改革中“去产能”政策对改革中涉及的去产能行业企业的边际期望损失(MES)有显著负向作用，即供给侧结构

性改革中“去产能”政策有效降低了去产能行业企业对我国系统性风险的边际风险贡献。分析原因可知,随着供给侧改革稳步推进,去产能政策不断落实,僵尸企业逐渐退出市场,资源配置效率提升,产品价格回升,相关行业企业利润状况改善(见图1),从而对系统性风险的边际贡献不断下降。另外,本文也将在影响机制分析部分深入探讨供给侧结构性改革中“去产能”政策是如何使得企业对系统性风险的边际风险贡献下降的。

在控制变量层面,以模型(5)回归结果为例进行分析。回归结果(5)表明,资产收益率系数显著为负,即企业资产收益率上升能显著降低企业的边际风险贡献。分析可知,企业资产收益率上升,标志着这些“产能过剩”行业企业盈利能力有所改善,从而提高了“产能过剩”行业企业偿付能力,减小了企业债务违约概率与破产概率,进而有助于降低我国“产能过剩”行业企业对我国系统性风险的边际风险贡献。除此之外,货币供应量增长率、国内生产总值增长率、利率、贷款与国内生产总值之比、企业短期借款和企业年龄系数均显著为负,说明这些变量的正向变化也能降低企业的边际风险贡献。相反,通货膨胀率和企业规模系数显著为正,表明这些变量的正向变化将提高企业的边际风险贡献。

表2 “去产能”政策与MES基准结果

	MES				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$G_i \cdot D_i$	-0.00523*** (-6.72)	-0.00379*** (-4.86)	-0.00233*** (-2.81)	-0.00205** (-2.29)	-0.00212** (-2.37)
M_s	0.465*** (57.28)	0.00512 (0.37)	0.0196 (1.41)	-0.0266* (-1.78)	-0.0298** (-2.01)
Gdp	0.0631*** (3.36)	-1.099*** (-48.29)	-1.076*** (-47.61)	-1.051*** (-41.49)	-1.079*** (-40.40)
I_r	-1.816*** (-83.68)	-6.627*** (-44.15)	-6.588*** (-44.00)	-6.906*** (-41.92)	-6.854*** (-41.13)
De		-0.413*** (-63.98)	-0.417*** (-65.43)	-0.425*** (-60.62)	-0.414*** (-53.10)
I_e		-0.336*** (-3.42)	-0.365*** (-3.71)	-0.153 (-1.38)	-0.145 (-1.31)
Cpi		0.937*** (37.37)	0.923*** (36.90)	0.976*** (35.76)	0.970*** (35.21)
Roa			-0.0260*** (-10.89)	-0.0244*** (-9.10)	-0.0254*** (-9.44)
$Asset$			0.00221*** (6.82)	0.00275*** (6.72)	0.00276*** (6.76)
H_{ys}				-0.0123 (-0.79)	-0.0162 (-0.99)
$Sloan$				-0.000630*** (-4.00)	-0.000587*** (-3.74)
Age					-0.00833*** (-3.15)
$Large$					0.00269 (1.15)
$Indep$					-0.00273 (-0.74)
常数项	0.00773*** (9.64)	-3.533*** (-32.15)	-3.516*** (-32.02)	-3.750*** (-31.17)	-3.714*** (-30.42)
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
总体R ²	0.3032	0.3824	0.3824	0.4058	0.3947
N	26835	26835	26830	21187	21186

注:括号内为t统计量,*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下同。本表汇报的均是固定效应模型回归结果,如模型(2)所示,重点关注交互项系数,因此不再加入 G_i 和 D_i 两个变量。

(二)稳健性检验

本文主要从更换估计方法、调整样本年份、调整控制组和动态 DID 几个角度对本文前述核心结论进行稳健性检验。

1. 更换估计方法。本文利用不同回归模型考察供给侧结构性改革中“去产能”政策对各涉及行业公司边际风险贡献的抑制作用。表 3 中,(1)为混合回归,即基于双重差分模型(DID)基本表达式,并在其中加入控制变量进行回归;(2)为随机效应回归。回归结果表明,交互项 $G_i \cdot D_t$ 系数均保持显著为负,资产收益率系数也显著为负,这与上文结论完全一致,即我国供给侧结构性改革中“去产能”政策有助于降低我国“产能过剩”行业企业对我国系统性风险的边际风险贡献,表明了本文结论的稳健性。另外,从回归结果中也可以看出,供给侧结构性改革中去产能政策实施时间虚拟变量 (D_t) 系数也显著为负,再一次彰显了供给侧结构性改革中“去产能”政策对各涉及行业公司边际风险贡献的抑制作用。

2. 调整样本年份。在 2015 年 11 月召开的中央经济工作会议上,提出要进行供给侧结构性改革。有鉴于此,本文调整样本年份,剔除与政策实施时间间隔较远的年份,即剔除 2007—2010 年期间数据重新回归。表 3 中第(3)列回归结果显示,交互项 $G_i \cdot D_t$ 与资产收益率均保持显著为负。与本文前述核心结论完全一致,再次佐证了本文实证结果的稳健性。

3. 调整控制组。本文在调整控制组,即仅保留采矿、电力和制造业三个行业控制组样本重新回归。表 3 中第(4)列回归结果表明,交互项 $G_i \cdot D_t$ 与资产收益率仍保持显著为负。这同样表明,本文核心结论是稳健的。

4. 动态 DID。供给侧结构性改革中“去产能”政策对各涉及行业公司边际风险贡献的作用在政策实施后不同年份可能存在差异,即“去产能”政策真正发挥作用不是一蹴而就的。正如前文分析中指出的,在化解产能过剩进程中也存在产能过剩行业企业利润回升受阻等一些挑战,可能短期内这些公司边际风险贡献甚至还有攀升。因此,本文进一步考察“去产能”政策的动态效应,即用实验组虚拟变量(G_i)分别与政策实施后的 2016—2019 年各年份虚拟变量的交互项代替原来的实验组虚拟变量(G_i)与政策实施时间虚拟变量(D_t)的交互项重新估计。这些交互项依次为 $G_i \cdot D_{t,1}$ 、 $G_i \cdot D_{t,2}$ 、 $G_i \cdot D_{t,3}$ 、 $G_i \cdot D_{t,4}$, $D_{t,1}$ 仅在政策实施后第一年(2016 年)取 1,其他取 0;以此类推。表 3 中第(5)列为动态 DID 回归结果,从中可以看出,政策实施后第一年交互项 $G_i \cdot D_{t,1}$ 系数显著为正,其余三年均为负,但政策实施后第三年交互项系数不显著。此外,资产收益率系数仍显著为负。这表明,与前文理论分析一致,“去产能”政策作用发挥存在挑战,在政策实施后第一年反而一定程度上提升了各所涉及行业公司边际风险贡献。其背后原因,可能在于“去产能”是一个痛苦的过程,产能过剩行业企业退出成本较高,负担较重;并且企业面临高额存量债务处置困难等难题。总体来看,动态 DID 估计结果仍支持了本文的核心结论。

表 3 “去产能”政策与 MES 稳健性分析

	MES				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$G_i \cdot D_t$	-0.00243*** (-2.97)	-0.00245*** (-2.98)	-0.00293*** (-3.14)	-0.00203** (-2.20)	
$G_i \cdot D_{t,1}$					0.0138*** (9.06)
$G_i \cdot D_{t,2}$					-0.0257*** (-29.21)
$G_i \cdot D_{t,3}$					-0.000192 (-0.18)
$G_i \cdot D_{t,4}$					-0.00660*** (-6.28)

续表 3

	MES				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
D_i	-0.0195*** (-16.55)	-0.0194*** (-16.55)			
G_i	0.00142** (2.05)	0.00139** (1.99)			
Roa	-0.0203*** (-8.16)	-0.0203*** (-8.28)	-0.0162*** (-6.27)	-0.0248*** (-7.90)	-0.0207*** (-7.11)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.580*** (-63.28)	-2.580*** (-63.41)	19.34*** (69.14)	-3.665*** (-25.91)	-0.653*** (-19.53)
企业效应	No	No	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	No	No	No
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.3992	0.3991	0.5566	0.3972	0.2857
N	21186	21186	16804	15712	21186

注：限于篇幅，其他控制变量估计结果省略，感兴趣的读者可以向作者索取。下同。回归结果第(2)~(5)列中 R^2 为总体 R^2 的值。

五、影响机制分析

前文研究表明，供给侧结构性改革中“去产能”政策对改革中涉及的去产能行业企业边际风险贡献有显著负向作用，即“去产能”政策有效降低了企业对系统性风险的边际风险贡献。去产能是通过何种渠道影响公司的边际风险贡献值得进一步探究。《国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》中指出，化解产能严重过剩矛盾工作主要目标之一即是经济效益实现好转，盈利水平回归合理，行业平均负债率保持在风险可控范围内，核心竞争力明显增强。因此，接下来，本文将对假设 1 进行检验，以考察供给侧改革下去产能的落实是否通过改善企业经营状况、提高企业获利能力，使得企业边际风险贡献下降。

(一) 基于中介效应模型的机制检验

参考温忠麟(2004)、王玉泽等(2020)的研究，采用中介效应模型对影响机制进行检验，即基于逐步检验回归系数方法进行中介效应分析。Hausman 检验结果表明应建立固定效应模型。表 4 中第(1)~(6)列均为固定效应回归。其中第(1)~(3)列未考虑控制变量，第(4)~(6)列考虑了控制变量。回归结果表明，第(4)~(6)列的结论与第(1)~(3)列的结论完全一致。以第(4)~(6)列估计结果为例进行分析。可以看出，在第(4)列和第(6)列中，交互项 $G_i \cdot D_i$ 系数均显著为负，且在第(6)列列中交互项 $G_i \cdot D_i$ 系数绝对值小于第(4)列中估计结果。在第(6)列中，资产收益率(Roa)系数显著为负，即公司资产收益率上升能显著降低公司边际风险贡献。在第(5)列中，交互项 $G_i \cdot D_i$ 系数显著为正，表明供给侧结构性改革中“去产能”政策对改革中涉及的去产能行业企业盈利水平有显著正向作用，即“去产能”政策提高了这些企业的获利能力。综上，估计结果表明中介效应显著，即供给侧结构性改革中“去产能”政策通过提高“产能过剩”行业企业获利能力，改善企业经营状况，使得这些企业对系统性风险的边际风险贡献得以降低。由此，假说 1 得证。

在控制变量层面，以第(5)列为例进行分析。回归结果表明，货币供应量增长率、国内生产总值增长率、利率、贷款与国内生产总值之比和企业行业地位对企业资产收益率均为正向作用。其中，企业行业地位系数显著为正，这表明企业行业地位越高，其盈利状况改善越显著。其次，企业杠杆率、通货膨胀率、企业规模、企业年龄、进出口总额与国内生产总值之比和企业短期借款系数均显著为负。其中，企业杠杆率系数显著为负，可能在于“预算软约束”问题，“预算软约束”扭曲了企业真实资

金需求,降低了企业管理层经营积极性,使得资源处于无效率利用状态。另外,企业规模系数显著为负,表明企业规模过度扩张不利于企业资产收益率提升。

表4 影响机制分析:“去产能”政策与公司盈利能力

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MES	Roa	MES	MES	Roa	MES
$G_i \cdot D_t$	-0.0129*** (-17.10)	0.00925** (2.23)	-0.0128*** (-16.60)	-0.0028*** (-3.29)	0.0334*** (7.76)	-0.00212** (-2.37)
Roa			-0.0112*** (-3.99)			-0.0254*** (-9.44)
Asset				0.00230*** (5.67)	-0.0117*** (-6.41)	0.00276*** (6.76)
Age				-0.00758*** (-2.90)	-0.0806*** (-10.09)	-0.00833*** (-3.15)
Large				0.000670 (0.29)		0.00269 (1.15)
Indep				-0.00249 (-0.68)		-0.00273 (-0.74)
Hys				-0.0179 (-1.12)	0.258*** (3.98)	-0.0162 (-0.99)
Sloan				-0.000326** (-2.07)	-0.00534*** (-9.56)	-0.000587*** (-3.74)
Ms				-0.0359** (-2.41)	0.366*** (9.89)	-0.0298** (-2.01)
Gdp				-1.094*** (-40.95)	0.541*** (7.22)	-1.079*** (-40.40)
Ir				-6.906*** (-41.37)	3.152*** (10.25)	-6.854*** (-41.13)
De				-0.415*** (-53.06)	0.181*** (8.67)	-0.414*** (-53.10)
Ie				-0.104 (-0.94)	-1.514*** (-6.92)	-0.145 (-1.31)
Cpi				0.982*** (35.61)	-0.672*** (-9.84)	0.970*** (35.21)
Lev					-0.00471*** (-6.90)	
常数项	0.0390*** (2264.94)	0.0666*** (893.40)	0.0395*** (301.05)	-3.765*** (-30.84)	3.462*** (11.32)	-3.714*** (-30.42)
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
总体 R ²	0.0010	0.0015	0.0028	0.3950	0.1542	0.3947
N	26835	34214	26833	21186	25499	21186

(二)内生性问题

参考姚磊、姚王信(2016)的研究,我们通过加入因变量滞后项来考察是否存在明显的内生性问题。表5中第(1)列和第(2)列分别为未考虑控制变量和考虑控制变量后的估计结果。回归结果显示,交互项 $G_i \cdot D_t$ 系数保持显著为正,再次表明本文前述结论是稳健的。另外,供给侧结构性改革中“去产能”政策的实施相对于微观经济主体而言是外生的,因而不存在逆向因果问题。而且,基准回归中使用固定效应估计方法也在一定程度上缓解了遗漏变量偏误问题。此外,使用PSM-DID重新匹配后的样本进行分析也在一定程度上解决了由样本选择偏误引起的内生性问题。综上,可以看出,在基准回归中不存在严重的内生性问题。

表 5 考虑因变量滞后项后的回归结果

	Roa	
	(1)	(2)
L. Roa	0.715*** (42.12)	0.492*** (21.35)
$G_i \cdot D_i$	0.0325*** (4.29)	0.0238*** (3.28)
其他控制变量	No	Yes
常数项	0.0127*** (10.98)	0.265 (1.63)
N	28315	20166

(三)进一步的稳健性检验

接下来,进一步对供给侧结构性改革中“去产能”政策对企业盈利能力产生积极影响进行稳健性检验。本文从更换估计方法、调整被解释变量、调整样本年份、调整控制组和动态 DID 几个角度进行考察。

1. 更换估计方法。本文利用不同回归模型考察供给侧结构性改革中“去产能”政策对公司盈利能力的影响。表 6 中,第(1)列为混合回归,第(2)列为随机效应回归。从表 6 中可以看出,无论是在混合回归估计结果中,还是在随机效应估计结果中,交互项 $G_i \cdot D_i$ 系数均保持显著为正,即供给侧结构性改革中“去产能”政策对改革中涉及的去产能行业企业盈利水平有显著正向作用,这与上文结论完全一致,表明了上述结论的稳健性。而且在回归结果中可以看到,供给侧结构性改革中去产能政策实施时间虚拟变量(D_i)系数也显著为正,再一次彰显了供给侧结构性改革中“去产能”政策对公司经营状况的改善作用。

2. 调整被解释变量。本文更换被解释变量,用净资产收益率(Roe)替代资产收益率(Roa),重新对模型(3)进行估计。表 6 的第(3)~(5)列中将被解释变量资产收益率换为净资产收益率,依次为混合回归,随机效应回归(未控制省份固定效应和年份固定效应)和随机效应回归(控制省份固定效应和年份固定效应)。估计结果表明,交互项 $G_i \cdot D_i$ 系数均显著为正,再次支持了本文上述主要结论。另外,与回归结果第(1)列和第(2)列一致,回归结果(4)中供给侧结构性改革中去产能政策实施时间虚拟变量(D_i)系数也显著为正,支持了供给侧结构性改革中“去产能”政策可以改善公司经营状况的观点。

表 6 “去产能”政策与公司盈利能力稳健性分析(一)

	Roa		Roe		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$G_i \cdot D_i$	0.0357*** (8.40)	0.0362*** (8.57)	0.0803*** (7.62)	0.0828*** (7.93)	0.0833*** (7.96)
D_i	0.00993*** (4.19)	0.0109*** (4.80)	-0.0128 (-1.60)	0.0170*** (2.98)	-0.00771 (-0.98)
G_i	-0.00673** (-2.37)	-0.00414 (-1.22)	-0.0250*** (-3.53)	-0.0279*** (-3.68)	-0.0208*** (-2.74)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.566*** (3.48)	0.579*** (3.61)	7.015*** (8.28)	1.971*** (6.05)	6.598*** (7.99)
企业效应	No	No	No	No	No
省份效应	Yes	Yes	Yes	No	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	No	Yes
R ²	0.2026	0.1917	0.1316	0.1136	0.1270
N	25499	25499	25499	25499	25499

注:回归结果(2)、(4)和(5)中的 R² 为总体 R² 的值。

3. 调整样本年份。本文调整样本年份,即剔除 2007—2010 年期间数据重新回归。表 7 中的第(1)列回归结果显示,交互项 $G_i \cdot D_i$ 系数保持显著为正。与本文前述结论完全一致,再次佐证了本文实证结果的稳健性。

4. 调整控制组。本文通过调整控制组,即仅保留采矿、电力和制造业三个行业控制组样本重新回归。表 7 中的第(2)列回归结果表明,交互项 $G_i \cdot D_i$ 系数仍保持显著为正。这表明本文核心结论是稳健的。

5. 动态 DID。与第四部分中动态 DID 估计一致,本文也进一步考察“去产能”政策对企业盈利能力作用的动态效果。表 7 中的第(3)列回归结果显示,“去产能”政策实施后第一年 $G_i \cdot D_{i,1}$ 至第四年的 $G_i \cdot D_{i,4}$ 系数均显著为正,且系数大致呈现逐渐增大趋势,即供给侧结构性改革中“去产能”政策对改革中涉及的去产能行业企业盈利水平有显著积极作用,并且这种作用随着时间推移逐渐增强。同样,动态 DID 估计结果支持前述结论。

表 7 “去产能”政策与公司盈利能力稳健性分析(二)

	Roa		
	(1)	(2)	(3)
$G_i \cdot D_i$	0.0288*** (6.36)	0.0350*** (7.88)	
$G_i \cdot D_{i,1}$			0.0142*** (3.14)
$G_i \cdot D_{i,2}$			0.0338*** (6.11)
$G_i \cdot D_{i,3}$			0.0473*** (7.02)
$G_i \cdot D_{i,4}$			0.0427*** (9.31)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.118*** (-2.60)	3.452*** (9.88)	0.735*** (4.10)
企业效应	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes
总体 R ²	0.0979	0.1457	0.1548
N	19374	19085	25499

综上所述,供给侧结构性改革中“去产能”政策的实行,有助于改善我国“产能过剩”行业企业的盈利能力。这表明,我国供给侧结构性改革中“去产能”政策通过提高公司获利能力,改善公司经营状况,从而使得企业对系统性风险的边际风险贡献得以降低。虽然化解产能严重过剩矛盾必然面临一定困难,个别行业公司甚至会伤筋动骨,但长远来看,遏制矛盾进一步恶化,对促进产业结构调整 and 转型升级,改善相关行业企业盈利状况,防范系统性金融风险,保持国民经济持续健康发展具有重大意义。

六、研究结论与政策启示

本文基于 2007—2019 年间我国上市公司面板数据,运用双重差分模型研究供给侧结构性改革中“去产能”政策对我国“产能过剩”行业企业系统性风险边际贡献的影响,并进一步考察其作用机理。本文研究结果表明,供给侧结构性改革中“去产能”政策对改革中涉及的“去产能”行业企业边际风险贡献有显著负向作用,即供给侧结构性改革中“去产能”政策有效地降低了我国“产能过剩”行业企业的系统性风险边际影响,进而有助于防范与化解我国系统性风险。同时,影响机制分析表明,供给侧结构性改革中“去产能”政策的落实,将有助于改善先前“产能过剩”行业企业盈利能力,进而有

助于提高“产能过剩”行业企业偿付能力,避免债务违约与破产,有效降低我国“产能过剩”行业企业对我国系统性风险的边际贡献,避免系统性风险不断积聚引发系统性金融危机与经济危机。

本文的研究结论,从规范的实证分析上证实了习近平总书记提出并推行的供给侧结构性改革中“去产能”政策的科学性、重要性与必要性,为我国继续深化“供给侧结构性改革”提供了实证证据与经验支持。

首先,本文研究基于规范的实证分析证实了,我国实行“供给侧结构性改革”,坚持“去产能”,减少“过剩供给”,促使“产能过剩”行业市场出清,提高了我国“产能过剩”行业企业盈利能力,进而有助于优化我国存量资源配置,提高我国经济质量。

其次,本文的实证证据还证实了,坚持“去产能”有效地降低了我国“产能过剩”行业企业系统性风险边际贡献,进而有助于防范我国系统性风险积聚,这对于化解我国系统性风险、守住不发生系统性金融风险的底线具有重大意义。

参考文献:

- 白让让,2016:《供给侧结构性改革下国有中小企业退出与“去产能”问题研究》,《经济学动态》第7期。
- 曹国华 刘睿凡,2016:《供给侧改革背景下我国商业银行信贷风险的防控》,《财经科学》第4期。
- 董敬怡,2018:《我国工业产能过剩及化解对策研究》,《财政科学》第10期。
- 董香书 肖翔,2017:《“振兴东北老工业基地”有利于产值还是利润?——来自中国工业企业数据的证据》,《管理世界》第7期。
- 范小云 王道平 方意,2011:《我国金融机构的系统性风险贡献测度与监管——基于边际风险贡献与杠杆率的研究》,《南开经济研究》第4期。
- 于春晖 邹俊 王健,2015:《地方官员任期、企业资源获取与产能过剩》,《中国工业经济》第3期。
- 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,2015:《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》,《管理世界》第4期。
- 韩国高等,2011:《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》,《经济研究》第12期。
- 洪俊杰 刘志强 黄薇,2014:《区域振兴战略与中国工业空间结构变动——对中国工业企业调查数据的实证分析》,《经济研究》第8期。
- 侯方宇 杨瑞龙,2018:《新型政商关系、产业政策与投资“潮涌现象”治理》,《中国工业经济》第5期。
- 李科 徐龙炳 朱伟骅,2014:《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》第10期。
- 李艳 杨汝岱,2018:《地方国企依赖、资源配置效率改善与供给侧改革》,《经济研究》第2期。
- 林毅夫,2007:《潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建》,《经济研究》第1期。
- 林毅夫 巫和懋 邢亦青,2010:《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》,《经济研究》第10期。
- 刘瑞明 赵仁杰,2015:《西部大开发:增长驱动还是政策陷阱——基于PSM-DID方法的研究》,《中国工业经济》第6期。
- 谭语嫣等,2017:《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》,《经济研究》第5期。
- 王文甫 明娟 岳超云,2014:《企业规模、地方政府干预与产能过剩》,《管理世界》第10期。
- 王永钦 李蔚 戴芸,2018:《僵尸企业如何影响了企业创新?——来自中国工业企业的证据》,《经济研究》第11期。
- 王玉泽 罗能生 周桂凤,2020:《高铁开通是否有利于改善居民健康水平?》,《财经研究》第9期。
- 王岳平,2006:《我国产能过剩行业的特征分析及对策》,《宏观经济管理》第6期。
- 温忠麟等,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 席鹏辉等,2017:《财政压力、产能过剩与供给侧改革》,《经济研究》第9期。
- 姚磊 姚王信,2016:《融资融券渐进式扩容的政策效应研究——基于多期DID模型与Hausman的检验》,《国际金融研究》第5期。
- 张少华 蒋伟杰,2017:《中国的产能过剩:程度测算与行业分布》,《经济研究》第1期。
- 赵进文 韦文彬,2012:《基于MES测度我国银行业系统性风险》,《金融监管研究》第8期。
- 钟春平 潘黎,2014:《“产能过剩”的误区——产能利用率及产能过剩的进展、争议及现实判断》,《经济学动态》第3期。
- 中共中央宣传部,2016:《习近平总书记系列重要讲话读本》,学习出版社、人民出版社。
- 周黎安,2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,

《经济研究》第6期。

- 周密 刘秉镰, 2017:《供给侧结构性改革为什么是必由之路——中国式产能过剩的经济学解释》,《经济研究》第2期。
- 周密 朱俊丰 郭佳宏, 2018:《供给侧结构性改革的实施条件与动力机制研究》,《管理世界》第3期。
- Acharya, V. et al(2017), “Measuring systemic risk”, *Review of Financial Studies* 30(1):2-47.
- Barham, B. & R. Ware(1993), “A sequential entry model with strategic use of excess capacity”, *Canadian Journal of Economics* 26(2):286-298.
- Bloom, N. et al(2007), “Uncertainty and investment dynamics”, *Review of Economic Studies* 74(2):391-415.
- Brownlees, C. T. & R. F. Engle(2011), “Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement”, NYU Working Paper.
- Card, D. & A. B. Krueger(1994), “Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review* 84(4):772-793.
- Chamberlin, E. (1933), *The Theory of Monopolistic Competition: A Re-orientation of the Theory of Value*, Cambridge: Harvard University Press.
- Dixit, A. K. & R. S. Pindyck(1994), *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press.
- Esposito, F. F. & L. Esposito(1974), “Excess capacity and market structure”, *Review of Economics and Statistics* 56(2):188-194.
- Heckman, J. et al(1997), “Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme”, *Review of Economic Studies* 64(4):605-654.
- Kamien, M. I. & N. L. Schwartz(1972), “Uncertain entry and excess capacity”, *American Economic Review* 62(5):918-927.
- Lu, Y. et al(2013), “How do exporters respond to antidumping investigations?”, *Journal of International Economics* 91(2):290-300.
- Paha, J. (2013), “Cartel formation with endogenous capacity and demand uncertainty”, Joint Discussion Paper Series in Economics, No. 43.
- Pindyck, R. S. (1988), “Irreversible investment, capacity choice, and the value of the firm”, *American Economic Review* 78(5):969-985.
- Spence, A. M. (1977), “Entry, capacity, investment and oligopolistic pricing”, *Bell Journal of Economics* 8(2):534-544.

“Cutting Overcapacity” and Systemic Risk Prevention in China

ZHANG Shaodong WANG Daoping FAN Xiaoyun
(Nankai University, Tianjin, China)

Abstract: Utilizing the panel data of listed companies in China from 2007 to 2019, this paper studies the impact of “cutting overcapacity”, as part of the effort of deepening supply-side structural reform, on the marginal contribution to systemic risk of Chinese enterprises in industries with “overcapacity” based on the DID model, and further investigates its mechanism. This paper finds that the policy of “cutting overcapacity” has a significantly negative effect on the marginal risk contribution of enterprises in industries with overcapacity having been cut, that is, the “cutting overcapacity” policy has effectively reduced the marginal effect of systemic risk of enterprises in industries with “overcapacity” in China. The mechanism analysis shows that the “cutting overcapacity” policy has reduced the marginal contribution of systemic risk of enterprises in industries with “overcapacity” by improving their operating conditions and profitability, thus helping to avoid the accumulation of systemic risk and prevent systemic crisis. The conclusion of this paper is of great significance for China to deepen the “supply-side structural reform”, especially for the steady implementation of the “cutting overcapacity” policy.

Keywords: Supply-side Structural Reform; Overcapacity; Cutting Overcapacity; Systemic Risk

(责任编辑:武鹏)

(校对:陈建青)