

行业产能过剩如何影响正常企业出口？*

陈爱贞 葛海燕 何诚颖

摘要:根据企业微观数据的研究发现,相比于产能过剩企业,作为中国出口主力的正常企业(非产能过剩企业)的新增出口率虽然更高但出口退出率也更高,平均出口持续时间更短,使得其总的出口倾向更低;相比于非产能过剩行业的正常企业,产能过剩行业内正常企业的新增出口率更低、出口退出率更高,使得其出口持续率和出口倾向更低。那么,正常企业的出口行为受到行业产能过剩怎样的影响?本文基于2000—2007年间中国工业企业数据,验证了产能过剩的加重会显著抑制行业内正常企业的出口倾向和出口规模,利用2000—2013年间数据进行稳健性检验后发现该结果依然成立。机制分析表明,行业产能过剩会通过融资约束和技术钳制两条途径影响正常企业出口。进一步对正常企业出口规模进行分解,发现产能过剩会导致行业内正常企业长期采取“低价跑量”的出口竞争模式。调节机制检验发现,FDI开放和金融市场化能缓解行业产能过剩对正常企业出口的抑制效应。本文研究有助于深化对出口疲软与产能过剩并存困境的理解,并为化解产能过剩之余重视市场开放以促进出口发展提供实践支撑。

关键词:产能过剩 正常企业出口 融资约束 技术钳制

一、引言与文献综述

自加入世界贸易组织(WTO)以来,中国的出口总额由2001年的2661.5亿美元增长到2008年的14306.9亿美元,年均增长率高达27.16%。但随后,复杂多变的国内外环境对中国企业出口活动产生了较大冲击,出口增速开始趋缓,2012年之后出口增速下滑至10%以下。出口增速下滑带来的经济增长乏力引发了社会各界的极大关注,大量学者从宏观和微观视角重点考察了贸易摩擦、融资约束、汇率波动、对外直接投资等因素对中国企业出口的影响。然而,一个令人不解的现象却极少受到关注,那就是中国企业出口增速下滑是与较为严重的产能过剩相伴随的。那么,这两者之间是否存在某种关联呢?

从理论上讲,产能过剩意味着供大于求,则不管是出于消化过剩产能的意愿还是供给能力,企业都有巨大的动力和能力增加出口。如Ahn & McQuoid(2013)、Belke et al(2015)分别基于印度尼西亚和五个欧元区国家数据的研究表明,受产能约束与边际成本递增因素的影响,产能过剩企业更倾向于进行出口贸易。一些基于中国数据的实证研究也发现,行业产能过剩的加重会促进企业出口,甚至会激励产品质量升级(周瑞辉,2015;高晓娜、兰宜生,2016)。另外,发展中国家政府补贴造成的产能过剩会诱发企业以低于成本价格大量出口(Blonigen & Wilson,2010);而且,企业为了消化过剩产能,甚至会人为地降低价格以扩大出口。在此背景下,深入剖析产能过剩对企业出口的影响机制是十分有必要的。

* 陈爱贞、葛海燕,厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子邮箱:azchen@xmu.edu.cn,120519914@qq.com;何诚颖,广西大学商学院,邮政编码:530004,电子邮箱:2098533681@qq.com。基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国产业创新发展战略研究”(15ZDC013);国家自然科学基金面上项目“并购与创新:基于中国装备制造业理论与实证研究”(71573219)。感谢匿名审稿专家的评审意见,文责自负。

从政策措施来看,除了加大供给侧结构性改革力度,加快处置僵尸企业以降低过剩产能外,从需求侧做加法也被认为是化解中国产能过剩问题的一个重要举措,其中包括开拓国际市场以促进出口。然而,从现实来看,出口并没有成为化解产能过剩的有效方法,根据国家统计局数据显示,2016年全国工业产能利用率为73.3%,整体上低于国际公认标准79%~82%,甚至低于严重产能过剩标准75%(钟春平、潘黎,2014),而在2015年和2016年出口却出现了负增长。目前,已有部分研究佐证了产能过剩对企业出口的抑制效应。周瑞辉(2015)基于行业数据,发现在低产能过剩行业中,产能过剩的恶化会抑制行业出口强度的增加。刘军(2016)考察了“出口—产能假说”对中国企业的适用性,发现产能利用率高的企业更倾向于出口,即企业自身的产能过剩会抑制其出口倾向。王自锋和白明明(2017)研究表明,行业产能过剩会促进国有企业和重工业企业的出口增加,而私营外资企业和轻工业企业的出口会减少。已有研究结论的不一致性表明行业产能过剩对不同企业可能会有不同的出口效应。因此,研究行业产能过剩对企业出口行为的影响时需要考虑企业异质性。

当前,产能过剩引发的产业组织恶化、社会资源浪费、企业利润下降、金融风险增加等问题已经引起了社会各界的广泛关注,但产能过剩对企业出口的影响还未引起足够重视。少数的相关文献侧重研究企业产能过剩对自身出口的影响,或者从行业层面进行分析。实际上,产能过剩行业中僵尸企业占比较高,根据王永钦等(2018)的测算,汽车制造业和铁路、船舶、航空航天及其他运输设备制造业的僵尸企业加权资产占比在1999年分别为44.91%和40.06%,到2007年仍分别为11.18%和15.09%;石油加工、炼焦和核燃料加工业该值在1999年为29.24%,到2007年仍高达23.36%。此外,基于中国产能过剩的形成机制,产能过剩企业更容易获得政府补贴、银行贷款倾斜等方面的扶持,这使得产能过剩企业出口行为的市场机制缺失。而数量占大头的正常企业才是中国出口的主力军,本文测算结果表明,2000—2007年间,数量占比60.31%的正常企业的出口额占行业总出口额的78.92%;2008—2013年间,正常企业的数量占比上升到91.78%,出口额占比则上升为98.62%。因此,要深入了解产能过剩对中国企业出口的影响,需要把研究对象集中于正常企业。这也是近年来一些文献如Tan et al(2016)、王永钦等(2018)重点分析僵尸企业对非僵尸企业不同影响的原因。

为此,本文基于2000—2007年间中国工业企业数据库,实证研究产能过剩对行业内正常企业出口决策和出口规模的影响,并检验其背后的作用机制。与既有文献相比,本文可能的边际贡献主要有:其一,开拓了企业出口影响因素的新视角。现有文献主要关注贸易政策、中间品进口、汇率等因素对企业出口的影响,而对中国这样的发展中国家,产能过剩是一个长期存在的典型行业现象,迄今为止还鲜有文献分析行业产能过剩对企业出口的影响。本研究不但有助于深化出口贸易理论,而且还能为探究企业出口波动提供新的视角。其二,着重分析了行业产能过剩对正常企业出口行为的影响。多数文献没有考虑行业内产能过剩企业和正常企业的异质性,这两类企业不但自身的产能过剩程度存在较大差别,而且相对于产能过剩企业,正常企业的市场竞争力、财务状况等基本面一般会更好,行业产能过剩对这两类企业出口的影响机制有较大区别。此外,正常企业作为市场出口的主体,深入分析行业产能过剩对其出口行为的影响,有助于深入理解中国出口疲软的深层机制。其三,为减弱行业产能过剩对正常企业出口的影响提供了实践支撑。本文综合运用Probit模型、面板固定效应模型、Heckman两步法、工具变量法等实证方法,实证检验产能过剩对行业内正常企业出口行为的影响机制与调节机制,这对产能过剩问题“久治不愈”的背景下,如何缓解产能过剩对正常企业出口的负面冲击提供了有益的思路与政策支持。

二、理论分析与研究假说

基于产业组织理论中的“结构—行为—绩效”分析范式,行业特征是影响企业出口行为的重要因素。行业产能过剩作为一种非期望的投入产出状态,是经济系统低效运行的重要体现,其形成的直接原因是行业中存在大量过剩、落后的产能无法在市场机制的牵引下及时、有效地退出市场,使得其最终体现为产品供给大于市场需求。产能过剩的持续存在会造成社会资源的闲置和浪费(席鹏辉

等,2017)以及产业组织的恶化,并引发行业内企业间的恶性竞争、降低企业经营绩效。在严重的情况下,产能过剩甚至会产生“劣币驱逐良币”的现象,迫使经营状况良好的正常企业退出市场。由此,产能过剩所带来的产业结构和市场竞争变化,会对企业出口行为产生重要影响。

行业产能过剩对微观企业和一国宏观层面的出口行为的影响主要集中在两个方面:其一是对企业出口决策的影响,即产能过剩恶化是否会促使大量非出口企业开始出口,或者曾经出口但已退出出口市场的企业又开始出口;其二是对企业出口规模的影响,即出口企业是否因为行业产能过剩程度加深而增加出口规模。一般来说,行业产能过剩带来的整个行业总供给大于总需求会加剧市场竞争,国内市场销售难度增大。但固定投资的沉淀成本以及减产的搭便车动机(Tetsuji et al,2018)将使得企业即使库存增加,也并不一定会选择减产,而是更愿意通过降价、出口等方式来消化产能。因此,随着行业产能过剩程度加深,企业进入出口市场和增加出口量的意愿会上升,政府也会通过出口退税等方式来鼓励企业出口。然而,异质性企业的出口自选择效应表明,企业在进入出口市场的过程中,因为需要进行消费者信息收集、营销渠道设立等而面临固定成本。同时,为满足出口目的地的产品标准和市场需求,出口产品在原材料购买和处理等方面与内销产品往往会有不同,为此,企业进入出口市场需要事先支付大量的贸易成本。基于出口增长的二元边际理论,对于已经进入出口市场的企业来说,出口规模的增长要么通过集约边际增长,要么通过进入更多新的出口市场的扩展边际增长。前者需要支付更多的可变贸易成本,后者则需要支付更多的固定成本。而且,进入市场需求更大的发达国家需要支付的固定成本更高。

可见,行业产能过剩程度的加深会增强企业进入出口市场以及增加出口规模的意愿,但最终的出口行为还取决于企业的出口能力。正如 Manova(2013)所强调的,企业必须有足够的流动性(流动性越大,融资约束越小)才能克服沉没成本,进入出口市场。因此,出口企业或有意愿出口的企业能否事先支付大量的贸易成本,主要取决于与企业国内市场盈利能力相关的现金流和融资约束。而且,企业进入出口市场或者增加出口规模能否盈利以弥补贸易成本,还与企业出口产品的国际竞争力息息相关。

在中国,产能过剩严重的基本是投资规模大的行业,其原因是这些行业对当地的经济发展、财政收入以及就业有巨大的贡献。地方政府愿意通过低价出让工业用地、融资支持、降低环境执行标准等各种手段吸引资本进入本地,这类行业对资金要求更高。然而,对行业整体而言,产能过剩引发的整个行业财务状况趋于恶化以及发展前景不容乐观,会向金融机构等发出不利于授信的信号^①。在信息不对称条件下,银行等金融机构依赖于“软信息”(如营商环境、企业声誉等)提供贷款,从而对产能过剩与非过剩行业实施差别化管理,导致过剩行业所能获得的总融资额度减少,行业外源融资约束增强(吕建等,2019),产能过剩行业内正常企业的外源融资约束必然也随之加强。与此同时,当行业产能过剩程度上升,低效率产能过剩企业增多时,地方政府为了避免产能过剩企业退出而引发失业增加、GDP增速下滑等问题,往往又会补贴产能过剩企业(范林凯等,2015)。对于已经获得银行信贷的产能过剩企业而言,银行迫于政府的压力(王永钦等,2018)以及自身缓解不良贷款压力的目的,往往也会选择为其续贷。由此,产能过剩企业对正常企业的外源融资具有明显的挤出效应。此外,在产品市场上,行业产能过剩的直接表现是市场需求远远小于供给,较易引发企业间的恶性竞争,通过低价销售产品降低库存,进而拉低同行业内正常企业的价格和利润,降低其内源融资能力。并且,产能过剩企业因政府干预、银行支持等而获得较多的银行贷款和政府补贴,降低了其生产运营成本,促使其更有动力与能力通过降低价格方式与正常企业竞争。由此,行业产能过剩一般会恶化正常企业的融资约束,进而削弱其进入出口市场或者增加出口规模的能力。

对制造业企业来说,技术进步和结构升级是影响产品国际竞争力的重要因素。产能过剩行业内

^①已有研究表明,行业利润状况、发展前景等行业属性是影响银行信贷决策的重要因素(中国人民银行营业管理部课题组,2005)。

虽然市场竞争激烈,但市场需求增长疲软和财务状况恶化会降低正常企业对行业增长的预期,降低其创新的预期收益,从而遏制其进行技术创新的动力。另外,由于中国的金融体系建设明显落后于发达国家,企业普遍面临融资约束问题,行业产能过剩在进一步推高正常企业融资难度和成本的同时,会增加正常企业的经营成本,制约正常企业资本劳动比的提升,进而降低正常企业的研发投入能力。而且,面临融资约束的正常企业难以支付进入发达国家所需的高额固定成本,从而弱化了企业升级产品结构的动力,因而也就无法获得资源在不同产品间重新配置所带来的效率改善。

特别地,当行业产能过剩严重时,产品市场供需平衡被打破,行业内企业间的恶性竞争使正常企业不能通过竞争获取更高的市场份额,限制其规模效应的发挥,阻碍正常企业的技术进步(诸竹君等,2019)。此外,行业产能过剩扭曲了生产要素的配给机制,阻碍经济系统“创造性破坏”的过程,进而间接影响正常企业的技术进步。而且,产能过剩企业的大量存在侵占了正常企业的投入要素,导致正常企业创新能力和生产率的下降(Restuccia & Rogerson,2017;王永钦等,2018)。因此,行业产能过剩越严重,正常企业受到的技术钳制效应越强烈。按照异质性企业贸易理论,技术能力是决定企业出口的重要因素(Hallak & Sivadasan,2008);企业可通过提高生产率水平,提升产品质量,开发新产品等技术改进手段提升其竞争力,增加其出口可能性与出口规模(Filipescu et al,2013)。可见,行业产能过剩带来的技术钳制效应会降低企业国际竞争力,进而对其出口倾向与出口规模产生不利影响。

综合上述分析,本文提出如下理论假说:

假说1:产能过剩会抑制行业内正常企业的出口倾向与出口规模。

假说2:产能过剩会加剧行业内正常企业的融资约束和技术钳制,进而影响其出口行为。

三、产能过剩的测度和分布特征

(一)产能过剩的测度及数据说明

目前,国内外学者和机构主要采用调查法、峰值法、数据包络分析法(DEA)和函数法来测度产能利用率,进而反推产能过剩。由于函数法有着微观理论作为支撑,且与管理层基于经验认知的现实产能更为贴近。因此,本文主要借鉴范林凯等(2019)基于生产函数理论拓展得出的成本函数法来测算中国工业企业的产能利用率^①。具体测算公式如下:

$$CU_{ijt} = \frac{Y_{ijt}}{Y_{ijt}^*} \quad (1)$$

其中, CU_{ijt} 表示企业产能利用率; Y_{ijt} 为企业实际总产出; Y_{ijt}^* 为企业短期成本最小化产出水平。进一步,企业产能过剩程度(SU_{ijt})为:

$$SU_{ijt} = 1 - CU_{ijt} \quad (2)$$

本文采用2000—2007年间中国工业企业数据作为主要的研究样本,同时辅之以2007—2013年间数据作为下文稳健性检验的一部分^②。为了满足研究需要,本文首先参照Brandt et al(2012)的思路,利用法人代码、法人单位、电话号码和邮编等信息对企业进行跨年匹配;其次借鉴刘小玄和李双杰(2008)、聂辉华等(2012)以及余森杰等(2018)的思路对变量进行补充与异常值清理。最后,采用Brandt et al(2012)的方法,构建以2000年为基期的固定资产价格指数、中间投入价格指数和产出价格指数,并采用永续盘存法估算企业资本存量实际值。

^①限于篇幅,详细的推导过程并未列出,留存备案。此外,本文还借鉴余森杰等(2018)提出的考虑折旧的修正生产函数法测算工业企业的产能利用率,并将其作为实证分析中稳健性检验的一部分。

^②由于2008—2013年间中国工业企业数据库中缺失了匹配变量、关键变量(如企业法人代码、工业增加值、固定资产净值、应付工资、中间投入等)以及统计口径变化,因此本文以2000—2007年数据作为主样本进行研究;同时,为了保证研究结论的稳健性,本文进一步利用2000—2013年间的数据库进行稳健性检验。

(二)产能过剩企业与正常企业的对比分析

根据上文方法,可以得出企业和行业层面的产能过剩率^①。本文以产能利用率为75%作为判断标准,产能利用率大于75%的界定为正常企业,小于或等于75%的为产能过剩企业^②;按照这一划分标准,2000—2007年间正常企业数量占比为60.31%,2000—2013年间为84.44%。为了更好地说明行业产能过剩的影响,本文还借鉴席鹏辉等(2017)的做法,将行业区分为产能过剩行业和非产能过剩行业^③,对比分析不同行业中的企业出口行为。

从表1可见,无论在产能过剩行业还是非过剩行业中,产能过剩企业的政府补贴^④、利息支出、人均资本存量和就业人员均显著高于正常企业,而生产率水平却显著低于正常企业。这表明,产能过剩企业占据了较多社会资源但经营状况较差,换句话说,产能过剩降低了资源配置效率,从而对正常企业产生了显著的挤出效应。

表1 2000—2007年间产能过剩企业与正常企业的经营特征对比分析

变量	正常企业		过剩企业		t 检验	Wilcoxon 检验
	均值	中位数	均值	中位数		
过剩行业						
政府补贴(%)	0.0031	0.0000	0.0058	0.0000	0.0000	0.0000
利息支出(千元)	365.9513	77.0000	413.0352	106.0000	0.0000	0.0000
人均资本存量(千元/人)	74.1557	44.8270	116.5876	70.7352	0.0000	0.0000
就业人员(人)	149.8519	100.0000	185.5688	127.0000	0.0000	0.0000
生产率	4.5797	4.5631	3.7720	3.7638	0.0000	0.0000
出口规模的对数	9.1761	9.3973	8.6170	8.8893	0.0000	0.0000
非过剩行业						
政府补贴(%)	0.0019	0.0000	0.0033	0.0000	0.0000	0.0000
利息支出(千元)	277.6638	45.0000	325.5600	70.0000	0.0000	0.0000
人均资本存量(千元/人)	51.1448	29.3020	97.3087	58.9223	0.0000	0.0000
就业人员(人)	170.1565	117.0000	170.7662	116.0000	0.0373	0.0800
生产率	4.4910	4.4489	3.7922	3.7735	0.0000	0.0000
出口规模的对数	9.5912	9.7876	8.8923	9.1051	0.0000	0.0000

表2展示了产能过剩企业与正常企业的出口行为。从不同类行业层面来看,产能过剩行业内出口企业数中,产能过剩企业占比一直高于非产能过剩行业,在2000—2007年间,该比值呈下降趋势,但产能过剩行业的下降幅度为19.89%,小于非产能过剩行业的22.65%,而且这两个降幅也分别显著低于这两类行业中产能过剩企业数占比的下降幅度53.75%和47.78%。这说明虽然正常企业数量急剧增多,但在出口市场中正常企业数占比的增幅要小得多。从不同类型企业来看,2003年以来,无论在产能过剩行业还是非产能过剩行业中,产能过剩企业中出口企业数占比一直高于正常企业中的出口企业数占比,也就是说正常企业的出口倾向低于产能过剩企业。但与产能过剩行业相

①根据式(2)测算得到企业产能过剩率后,本文以企业总产出为权重,计算同一四位码行业内企业产能过剩率的加权平均值。

②钟春平和潘黎(2014)研究指出,产能利用率的“合意”区间是79%~82%,当产能利用率低于75%时,则判定为严重产能过剩。因此,本文进行实证分析时,基准回归以75%作为判断标准。

③产能过剩行业包括煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、造纸及纸制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、电力和热力的生产和供应业。

④政府补贴用政府补贴收入除以销售收入衡量。

比,非产能过剩行业内正常企业中的出口企业数占比明显更高,这也表明行业产能过剩对正常企业出口可能存在一定的影响。

表2 2000—2007年间产能过剩企业与正常企业出口行为的对比分析①(%)

年份	过剩行业		非过剩行业		过剩行业		非过剩行业	
	出口且过剩企业占出口企业数比重	过剩企业占企业总数比重	出口且过剩企业占出口企业数比重	过剩企业占企业总数比重	过剩企业	正常企业	过剩企业	正常企业
					出口企业占企业总数比重			
2000	66.74	74.03	60.65	64.94	11.00	15.63	31.86	38.28
2001	65.46	69.37	58.75	60.30	11.78	14.08	32.97	35.15
2002	66.08	70.33	58.45	61.97	11.59	14.10	32.48	37.64
2003	61.85	55.66	53.55	45.93	13.62	10.55	39.68	29.24
2004	44.49	25.50	38.02	20.16	22.84	9.76	66.94	27.55
2005	44.36	42.22	42.05	36.29	16.72	15.33	40.11	31.49
2006	46.14	41.54	42.13	36.51	15.74	13.06	37.50	29.62
2007	46.85	20.28	38.00	17.15	23.43	6.76	63.80	21.55

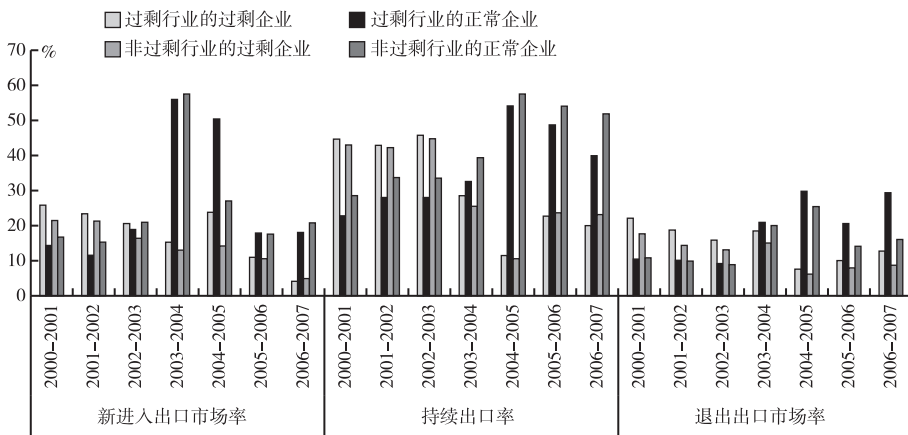


图1 2000—2007年间不同类型企业的出口状态对比

注:(1)过剩行业内过剩企业的新进入出口率=过剩行业内过剩企业的新进入出口市场企业数/过剩行业的出口企业总数,过剩行业内非过剩企业的新进入出口率、非过剩行业内过剩企业新进入出口率以及非过剩行业内非过剩企业新进入出口率的计算方法类似。(2)过剩行业内过剩企业的持续出口率=过剩行业内过剩企业的持续出口企业数/过剩行业的出口企业总数,其他三个比重的计算方法类似。(3)过剩行业内过剩企业的退出出口率=过剩行业内过剩企业的退出出口市场企业数/过剩行业的出口企业总数,其他三个比重的计算类似。

图1呈现了不同类型企业的出口状态,从新增进入出口市场来看,无论是产能过剩行业还是非产能过剩行业,产能过剩企业的新增出口率趋于下降、正常企业则趋于上升,且在2003年之后,正常企业的新增出口率均高于产能过剩企业。但总体上,产能过剩行业内的产能过剩企业新增出口率高于非产能过剩行业的产能过剩企业,而正常企业的情况则相反,这说明行业产能过剩对正常企业出口可能产生影响。持续出口的情况类似,退出出口市场的情况则有所差异。具体而言,2003年之后,正常企业的出口市场退出率均高于产能过剩企业,但产能过剩行业内的产能过剩企业的出口退

①表2、表3与图1中多个指标在2004年出现剧烈变动,本文认为这主要是由2004年企业样本数量的急剧增加引起的。

出率高于非产能过剩行业的产能过剩企业,且正常企业的出口退出率高于非产能过剩行业的正常企业。可见,2003年以来,正常企业的出口市场进入率虽然高于产能过剩企业,但出口市场退出率也高于产能过剩企业。此外,相比于非产能过剩行业的正常企业,产能过剩行业内正常企业的出口市场进入率和持续出口比率更低,而且出口市场退出率更高。从不同类型的出口持续时间来看(表3),无论是产能过剩行业还是非产能过剩行业,正常企业的平均出口持续时间均低于过剩企业;但总体上,产能过剩行业的企业平均出口持续时间低于非产能过剩行业^①。

表3 2000—2007年间不同类型的出口持续时间对比

持续出口年限(年)	产能过剩行业		非产能过剩行业	
	过剩企业	正常企业	过剩企业	正常企业
1	2419(39.94)	4126(39.03)	11319(33.82)	21881(33.46)
2	1317(21.74)	2426(22.94)	6430(19.21)	12350(18.88)
3	712(11.76)	1297(12.27)	4594(13.72)	9224(14.10)
4	571(9.42)	1086(10.27)	3784(11.30)	8999(13.76)
5	308(5.09)	544(5.15)	2093(6.25)	4297(6.57)
6	258(4.25)	422(3.99)	1737(5.19)	3157(4.83)
7	233(3.84)	341(3.23)	1711(5.11)	2685(4.11)
8	240(3.96)	330(3.12)	1805(5.39)	2808(4.11)
总数	6057(100.00)	10572(100.00)	33472(100.00)	65401(100.00)
均值	2.66	2.60	3.00	2.93

注:表中括号内数值为对应的占比,单位为%。

四、实证结果分析

(一)基准回归模型

为实证考察产能过剩对行业内正常企业出口行为的影响,本文参照孙浦阳等(2018)的模型设定,具体构建如下基准回归方程:

$$Pr(export_dummy_{ijt} = 1) = \Phi(\alpha_{1c} + \beta_{11} su_industry_{jt} + \beta_{12} F_{ijt} + \beta_{13} I_{jt} + \beta_{14} R_{pt} + \beta_{15} L.export_dummy_{ijt} + \epsilon_t + \epsilon_j + \epsilon_p + \mu_{ijt}) \quad (3)$$

$$\ln export_{ijt} = \alpha_{2c} + \beta_{21} su_industry_{jt} + \beta_{22} F_{ijt} + \beta_{23} I_{jt} + \beta_{24} R_{pt} + \epsilon_t + \epsilon_j + \epsilon_p + \mu_{ijt} \quad (4)$$

式(3)和式(4)分别是对企业出口决策和出口规模的估计方程。其中, $export_dummy_{ijt}$ 为表示企业是否出口的虚拟变量,行业 j 内企业 i 在 t 年出口交货值大于零则取值为1,否则取值为0。 $\ln export_{ijt}$ 为企业出口规模,用出口交货值加1取对数来度量。 $su_industry_{jt}$ 是本文的核心解释变量,表示 t 年四位码行业 j 的产能过剩程度,用1减行业产能利用率来度量。 F_{ijt} 、 I_{jt} 和 R_{pt} 分别表示企业层面、行业层面和地区层面的控制变量。 ϵ_t 、 ϵ_j 、 ϵ_p 分别表示年份、行业、省份固定效应。另外,本文借鉴阳佳余(2012)的做法,在式(3)中加入企业是否出口虚拟变量的滞后一期($L.export_dummy_{ijt}$)来控制出口沉没成本。

此外,本文选取的企业层面控制变量包括:企业全要素生产率($\ln tfp$),采用OP方法测算得到;企业规模($\ln size$),用企业从业人员数的对数值表示;政府补贴虚拟变量($subsidy$),当企业获得补贴收入时取值为1,否则为0;企业资本密集度($\ln kl$),用企业固定资产原价合计与从业人员数之比的对数值表示;企业实际税负(tax),用企业本年应交增值税与销售收入的比值来衡量;企业年龄($\ln age$),用观测值所在年份与企业成立年份之差加1,并取对数来衡量;企业人均工资水平

^①虽然产能过剩企业出口倾向更高、出口持续时间更长,但其出口竞争力显著弱于正常企业(见表1中产能过剩企业与正常企业出口规模的比较)。这可能是产能过剩企业无法有效化解其产能过剩问题的重要原因之一。

(*lnwage*),用实际应付工资总额与应付福利费总额之和除以企业从业人员平均人数,并取对数来衡量。行业层面控制变量包括:行业集中度(*industry_hhi*),用四位码行业中所有企业销售额占该行业总销售额比重的平方和来衡量。地区层面控制变量包括:地区经济发展程度(*lnagdp*),用企业所在省份的人均 GDP 的对数值来衡量。主要变量的描述性统计结果具体见表 4。

表 4 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	P25	中位数	P75
<i>export_dummy</i>	735979	0.2981	0.4574	0	0	1
<i>lnexport</i>	735979	2.8441	4.4351	0	0	8.3563
<i>su_industry</i>	735980	0.1715	0.0435	0.1388	0.1700	0.1999
<i>lnlfp</i>	702940	1.5604	0.1322	1.4656	1.5611	1.6566
<i>lnsize</i>	735980	4.7605	0.8225	4.1271	4.7005	5.3423
<i>subsidy</i>	735785	0.1244	0.3300	0	0	0
<i>lnkl</i>	735929	3.7556	1.0498	3.0528	3.7655	4.4664
<i>tax</i>	735980	0.0313	0.0303	0.0098	0.0267	0.0446
<i>lnage</i>	735980	1.9075	0.7587	1.3863	1.9459	2.3979
<i>lnwage</i>	735978	2.5333	0.5833	2.1985	2.5225	2.8504
<i>lnagdp</i>	735980	9.3450	0.4344	9.0841	9.4175	9.5457
<i>industry_hhi</i>	735980	0.0049	0.0115	0.0009	0.0022	0.0051

注:P25、P75 分别表示 25%、75%分位数。

(二) 基准回归结果

表 5 的基准回归结果显示,无论是否加入控制变量, β_{11} 和 β_{21} 的系数均显著为负,说明产能过剩显著降低了行业内正常企业的出口倾向和出口规模,验证了本文的假说 1。

从控制变量的回归结果来看,企业出口经历对其出口可能性具有显著的正向作用,这与阳佳余(2012)的研究结果一致。政府补贴、企业资本密集度、企业规模以及人均工资水平的回归系数显著为正,表明这些企业特征对企业出口行为具有显著的正向影响。实际税负对企业出口倾向和出口规模具有显著的负向作用;行业集中度对企业出口倾向与出口规模的影响不显著。在出口选择方程中,企业年龄的回归系数显著为负,表明成立年限较短的企业出口倾向更大(阳佳余,2012),这与天生国际化理论一致。在出口规模方程中,企业年龄的回归系数也为负,这与张杰和郑文平(2015)的研究一致。地区人均 GDP 的回归系数显著为负,可能的原因是,在经济发展程度较高的地区集聚了大量企业,容易引发企业间的过度竞争,恶化企业出口环境,从而削弱了企业出口的积极性。值得注意的是,生产率在出口选择和出口规模方程中的符号相反。在出口选择方程中,生产率的回归系数显著为负,表明中国的正常出口企业存在“生产率悖论”,这与巫强和余鸿晖(2019)等的研究结论一致;而在出口规模方程中,生产率的回归系数显著为正,表明对于出口企业而言,生产率越高,出口规模越大。

(三) 稳健性检验

为了保证实证结论的可靠性,下文从指标度量、样本选择、内生性分析等方面进行稳健性检验。

表 5 行业产能过剩对正常企业出口行为的影响(基准回归)

变量	出口选择方程		出口规模方程	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.export_dummy</i>	2.4707*** (0.0321)	2.3863*** (0.0308)		
<i>su_industry</i>	-4.1132*** (1.5164)	-4.5737*** (1.5693)	-7.0339*** (1.0540)	-8.8440*** (1.0833)
<i>lnlfp</i>		-0.9966*** (0.2298)		1.5904*** (0.3006)

变量	出口选择方程		出口规模方程	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnsize</i>		0.3915*** (0.0317)		0.4528*** (0.0539)
<i>subsidy</i>		0.1498*** (0.0127)		0.0417** (0.0159)
<i>lnkl</i>		0.0574*** (0.0154)		0.0776*** (0.0247)
<i>tax</i>		-3.9419*** (0.3756)		-8.6916*** (1.0974)
<i>lnage</i>		-0.0614*** (0.0112)		-0.0393*** (0.0141)
<i>lnarwage</i>		0.1747*** (0.0170)		0.2141*** (0.0227)
<i>lnagdp</i>		-0.6412*** (0.1321)		-0.3394 (0.2391)
<i>industry_hhi</i>		0.9795 (0.6482)		-0.0183 (0.8159)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
(pseudo)R ²	0.5640	0.5750	0.0956	0.2614
观测值	514015	499709	219429	212345

注:括号内是行业层面聚类标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;受篇幅所限,常数项结果未汇报;以下各表同。

1. 产能过剩再度量。第一,借鉴席鹏辉等(2017)的做法,构建行业产能过剩的虚拟变量 *sub_su_j* 进行考察。具体地,依据上文提到的13个行业设定虚拟变量,当企业所在行业 *j* 属于这13个行业时, *sub_su_j* 取值为1,否则为0。具体回归结果见表6第(1)(2)列。第二,借鉴余森杰等(2018)的方法测算企业产能利用率,进而得到四位码行业层面的产能过剩程度(*su_industry_yu*),并将此指标作为产能过剩的替代指标进行稳健性检验。相应的回归结果见表6第(3)(4)列。第三,参照王永钦等(2018)、诸竹君等(2019)在考察僵尸企业对正常企业外部性影响时的度量方式,用四位码行业内产能过剩企业数量占企业总数的比值(*su_rate*)来衡量行业产能过剩程度。相应的回归结果见表6第(5)(6)列。上述结果均表明,本文的研究结论是稳健的。

2. Heckman 两步法检验。本文在研究行业产能过剩对正常企业出口规模的影响时,仅仅针对的是出口企业,这可能会产生样本选择偏误问题。为此,本文借鉴既有文献的做法,采用 Heckman 两步法重新检验产能过剩对正常企业出口规模的影响,相关回归结果见表7第(1)(2)列。结果显示,产能过剩变量的回归系数显著为负,说明样本选择问题不会改变本文的核心结论。

表6 稳健性检验(一)^①

变量	行业产能过剩虚拟变量		余森杰等(2018)方法		产能过剩企业数量占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.export_dummy</i>	2.4408*** (0.0055)		2.5559*** (0.0078)		2.3900*** (0.0312)	
<i>sub_su</i>	-0.1962*** (0.0069)	-0.1495*** (0.0088)				

^①此外,在指标度量方面,本文还做了其他调整以作为稳健性检验:第一,使用企业产能利用率的79%作为判断标准重新划分企业类型;第二,利用剔除企业自身的行业产能过剩、简单平均与以固定资产净值为权重的加权平均度量;第三,采用产能过剩企业资产份额度量。具体的实证结果留存备案。

续表 6

变量	行业产能过剩虚拟变量		余森杰等(2018)方法		产能过剩企业数量占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>su_industry_yu</i>			-1.6977*** (0.0997)	-0.9027*** (0.0720)		
<i>su_rate</i>					-0.8263** (0.3282)	-1.6931*** (0.3153)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
(pseudo)R ²	0.5697	0.2340	0.3273	0.1537	0.5745	0.2580
观测值	499709	212345	293873	135498	499709	212345

3. 变换回归样本。为了进一步验证本文结论对现阶段中国企业出口行为影响,在补齐关键缺失指标后,本文进一步基于2000—2013年的数据样本进行实证分析,相应的回归结果见表7第(3)(4)列。由表7可知,在扩大的样本中,产能过剩对正常企业出口行为的影响仍显著为负,这表明本文的研究结论对当前的发展阶段同样适用。

另外,由于产能过剩问题与经济周期密切相关,经济下行时,产能过剩问题往往会加重。因此,为了减轻经济周期对实证结果的影响,这里选取2000—2007年间存续期限为5年及以上的企业为样本,进行稳健性检验,回归结果见表7第(5)(6)列。可以看到,产能过剩仍显著降低了行业内正常企业的出口倾向和出口规模。

表7 稳健性检验(二)

变量	Heckman 两步法		2000—2013年样本		存续期限≥5年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.export_dummy</i>	2.3863*** (0.0308)		2.5031*** (0.0296)		2.4587*** (0.0344)	
<i>su_industry</i>	-4.5737*** (1.5693)	-7.3273*** (0.9916)	-2.1912** (1.0752)	-4.3853*** (0.6519)	-5.0163*** (1.6319)	-9.0648*** (1.2523)
<i>Mills Ratio</i>		0.5947*** (0.0256)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
(pseudo)R ²	0.5750	0.2944	0.6063	0.3722	0.5931	0.2456
观测值	499709	158283	1369188	573937	280081	114438

注:年份、行业、省份固定效应均已控制。

4. 不同固定效应的设定。第一,虽然在基准回归中控制了行业、省份、年份固定效应,但仍然存在遗漏随时间变化的行业层面变量的可能。为此,在基准模型中加入“两位码行业×年份”固定效应,以此来排除随时间变化的行业因素对正常企业出口行为的影响,回归结果见表8第(1)(2)列。第二,本文还在基准模型下控制“行业×年份”“省份×年份”固定效应来进行稳健性检验,具体的回归结果见表8第(3)(4)列。结果均表明本文研究结论是稳健的。

5. 区分企业贸易方式。中国是加工贸易大国,且加工贸易与一般贸易的生产消耗结构、目标市场以及研发创新存在显著差异,因而有必要对两者进行区分。这里借鉴Liu & Qiu(2016)的方法,将加工贸易出口额占比高于50%的企业界定为加工贸易企业,其他企业为一般贸易企业,对式(4)重新估计并进行分组检验,估计结果见表8第(5)(6)列。结果显示,行业产能过剩对一般贸易与加工贸易企业的出口规模均具有负向作用,验证了本文结论的稳健性。而且,费舍尔组合检验(Fisher's permutation test)中的两组差值为2.6490,经验p值为0.0000,表明一般贸易企业和加工贸易企业样本的*su_industry*系数存在显著差异,即行业产能过剩对加工贸易企业的负向作用更小。其中的原因可能是:一方面,加工贸易企业目标市场主要是国际市场,受行业产能过剩的影响相对要小,而

且,其面临的融资约束低(毛其淋、王翊丞,2020),对技术进步的阻碍作用小。另一方面,加工贸易活动技术含量低,且与一般贸易企业相比其进行的研发活动较少(戴觅等,2014),因此,当行业产能过剩加剧时,对其抑制作用更小。

表8 稳健性检验(三)

变量	加入行业×年份 固定效应		加入行业×年份、 省份×年份固定效应		一般贸易	加工贸易
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.export_dummy</i>	2.4102*** (0.0288)		2.4258*** (0.0323)			
<i>su_industry</i>	-4.6286*** (1.6100)	-9.0973*** (1.1522)	-4.8998*** (1.5519)	-9.0240*** (1.1418)	-8.9157*** (1.0939)	-6.2667*** (0.8291)
Fisher's permutation test					2.6490 0.0000	
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是	否	否
省份×年份固定效应	否	否	是	是	否	否
(pseudo)R ²	0.5794	0.2630	0.5783	0.2631	0.2425	0.3262
观测值	498488	212345	499709	212345	76869	30161

注:年份、行业、省份固定效应均已控制。

6. 内生性分析。本文进一步采用工具变量法解决可能存在的内生性问题^①。在中国背景下,从政策角度入手是寻找合适的工具变量的最有效途径(Lu et al,2017;张杰等,2020)。因此,本文基于2000—2007年间发生的两次产能调控政策构造行业产能过剩的工具变量^②。产能调控政策将影响到行业产能过剩程度,但对于企业出口行为具有较好的“外生性”,符合工具变量的选取条件。具体而言,本文借鉴Lu et al(2017)的做法,构造虚拟变量形式的工具变量*su_industry_iv*,其中,行业*j*在受到产能调控政策影响后的年份取值为1,否则取值为0。然而,从“两项通知”可知,产能调控政策的实施并不完全是随机的,而是依据行业产能过剩程度轻重来确定受调控的行业,即产能调控政策与行业产能过剩之间可能存在反向因果,这会影响到工具变量*su_industry_iv*的有效性。为此,本文在回归方程中加入期初(2000年)行业产能过剩与年份虚拟变量的交乘项,以使产能调控政策更好地满足外生性。

表9汇报了工具变量法两阶段估计结果。由第一阶段回归结果可知,无论是否控制期初行业产能过剩与年份虚拟变量的交乘项,产能调控政策均能降低行业产能过剩,表明政策是有效的。在第二阶段回归中,*su_industry*的系数显著为负,表明行业产能过剩显著降低了正常企业的出口可能性与出口规模。另外,本文还对工具变量的合理性进行了如下检验:第一,表9第(1)(2)列中Wald test的结果分别为71.57和67.13,均在1%的水平上显著,从而拒绝工具变量回归不合理的原假设。第二,Anderson-LM统计量分别为309.512和330.444,均在1%的水平上显著,表示拒绝识别不足的原假设。第三,表9第(3)(4)列中Cragg-Donald Wald-F统计值远远大于Stock-Yogo弱工具变量检验在10%显著性水平上的临界值(16.38),通过了弱工具变量检验。综上所述,本文选取的工具变量是合理的,而且在进一步解决潜在的内生性问题之后,得出的产能过剩会抑制行业内正常企业出口行为的结论依然成立。

①本文还依据企业是否变更行业构建准自然实验,并采用PSM-DID来控制内生性。具体实证结果留存备索。

②这两次产能调控政策分别是2003年12月23日的《国务院办公厅转发发展改革委等部门关于制止钢铁电解铝水泥行业盲目投资若干意见的通知》与2006年3月12日的《国务院关于加快推进产能过剩行业结构调整的通知》(文中简称“两项通知”)。涉及行业:黑色金属冶炼及压延加工业、铁矿采选、铝矿采选、铝冶炼、水泥石灰和石膏的制造、水泥及石膏制品制造、汽车制造、炼焦、煤炭开采和洗选业、电力热力的生产和供应业、电气机械及器材制造业。

表9 工具变量法回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量:企业出口选择		被解释变量:企业出口规模	
第二阶段回归结果				
<i>su_industry</i>	-1.7844*** (0.1531)	-3.7122*** (0.3575)	-2.1606*** (0.7410)	-1.9564*** (0.5600)
第一阶段回归结果				
	被解释变量:行业产能过剩			
<i>su_industry_iv</i>	-0.0024*** (0.0001)	-0.0020*** (0.0001)	-0.0024*** (0.0002)	-0.0027*** (0.0002)
工具变量相关检验				
Wald test	71.57***	67.13***		
Anderson-LM 统计量			309.512***	330.444***
Cragg-Donald Wald-F 统计量			310.230***	331.245***
期初行业产能过剩×年份	否	是	否	是

(四) 影响机制检验

1. 融资约束效应的检验。下文利用中介效应模型并结合 Sobel 检验,验证行业产能过剩是否会通过融资约束效应影响正常企业出口。具体模型构建如下:

$$Y_{ijt} = \gamma_{1c} + \gamma_{11} su_industry_{jt} + \gamma_{12} CV_{i/j/p} + \epsilon_t + \epsilon_j + \epsilon_p + \mu_{ijt} \quad (5)$$

$$finance_{ijt} = \gamma_{2c} + \gamma_{21} su_industry_{jt} + \gamma_{22} CV_{i/j/p} + \epsilon_t + \epsilon_j + \epsilon_p + \mu_{ijt} \quad (6)$$

$$Y_{ijt} = \gamma_{3c} + \gamma_{31} su_industry_{jt} + \gamma_{32} finance_{ijt} + \gamma_{33} CV_{i/j/p} + \epsilon_t + \epsilon_j + \epsilon_p + \mu_{ijt} \quad (7)$$

其中, $finance_{ijt}$ 为反映企业融资约束的中介变量,用企业应收账款占销售额的比例来衡量,该值越大,说明企业贷款收回状况越差,企业面临的融资约束越强。 Y_{ijt} 衡量企业出口行为,包括企业是否出口的虚拟变量和出口规模, $CV_{i/j/p}$ 代表企业、行业以及省份层面的控制变量集合,类似于基准回归模型中的 F_{ijt} 、 I_{jt} 、 R_{μ} 。 ϵ_t 、 ϵ_j 、 ϵ_p 为年份、行业、省份固定效应。

表 10 报告了产能过剩通过融资约束效应影响企业出口选择和出口规模的检验结果。在表 10 中,第(1)(4)列是对式(5)的估计结果,即本文的基准估计结果,与表 5 中第(2)(4)列相同。第(2)(5)列是对式(6)的估计结果,即以企业融资约束作为因变量的估计结果,产能过剩变量的估计系数显著为正,说明产能过剩的加重会提高行业内正常企业的融资约束。第(3)(6)列为包括融资约束变量的估计结果,中介变量 $finance_{ijt}$ 的回归系数显著为负,说明融资约束对企业出口决策和出口规模具有显著的抑制作用。进一步比较发现,在加入中介变量 $finance_{ijt}$ 之后,产能过剩变量的系数的绝对值下降了,出口选择方程中由 4.5737 降为 4.5546,出口规模方程中回归系数由 8.8440 降为 8.4900,虽然下降幅度较小,但均在 1%水平上显著。出于稳健性考虑,本文还进行了 Sobel 检验,检验结果表明融资约束具有中介作用。

表 10 行业产能过剩影响正常企业出口行为的融资约束效应检验结果

变量	<i>export_dummy</i>	<i>finance</i>	<i>export_dummy</i>	<i>lnexport</i>	<i>finance</i>	<i>lnexport</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnexport_dummy</i>	2.3863*** (0.0308)		2.3858*** (0.0308)			
<i>su_industry</i>	-4.5737*** (1.5693)	0.2027*** (0.0139)	-4.5546*** (1.5732)	-8.8440*** (1.0833)	0.4032*** (0.1143)	-8.4900*** (1.0510)
<i>finance</i>			-0.0893** (0.0408)			-0.8778*** (0.0841)
控制变量	是	是	是	是	是	是

变量	<i>export_dummy</i>	<i>finance</i>	<i>export_dummy</i>	<i>lnexport</i>	<i>finance</i>	<i>lnexport</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sobel(p-value)			0.0000			0.0000
(pseudo)R ²	0.5750	0.1245	0.5751	0.2614	0.0829	0.2709
观测值	499709	702632	499688	212345	212345	212344

注：年份、行业、省份固定效应均已控制。

2. 技术钳制效应的检验。类似于融资约束机制的检验方法,此处构建如下中介效应模型:

$$Y_{ijt} = \rho_{1c} + \rho_{11}su_industry_{jt} + \rho_{12}CV_{i/j/pt} + \epsilon_t + \epsilon_j + \epsilon_p + \mu_{ijt} \quad (8)$$

$$rd_{ijt} = \rho_{2c} + \rho_{21}su_industry_{jt} + \rho_{22}CV_{i/j/pt} + \epsilon_t + \epsilon_j + \epsilon_p + \mu_{ijt} \quad (9)$$

$$Y_{ijt} = \rho_{3c} + \rho_{31}su_industry_{jt} + \rho_{32}rd_{ijt} + \rho_{33}CV_{i/j/pt} + \epsilon_t + \epsilon_j + \epsilon_p + \mu_{ijt} \quad (10)$$

其中, rd_{ijt} 为反映企业技术钳制的中介变量,用工业企业数据库中的新产品产值来衡量,预期行业产能过剩对新产品产值具有抑制作用,具体实证结果见表 11。从表中可以看出,产能过剩的加重会降低行业内正常企业的新产品产值,而且在加入中介变量 rd_{ijt} 之后,产能过剩变量系数的绝对值下降了,出口选择方程中由 4.5737 降为 4.1592,出口规模方程中回归系数由 8.8440 降为 8.4215,虽然下降幅度较小,但均在 1% 水平上显著。而且 Sobel 检验结果显示,技术钳制具有部分中介作用^①。

表 11 行业产能过剩影响企业出口行为的技术钳制效应检验结果

变量	<i>export_dummy</i>	<i>rd</i>	<i>export_dummy</i>	<i>lnexport</i>	<i>rd</i>	<i>lnexport</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.export_dummy</i>	2.3863*** (0.0308)		2.4124*** (0.0307)			
<i>su_industry</i>	-4.5737*** (1.5693)	-0.1612*** (0.0508)	-4.1592*** (1.4090)	-8.8440*** (1.0833)	-0.0469** (0.0239)	-8.4215*** (1.1146)
<i>rd</i>			0.4882*** (0.0520)			0.1307** (0.0541)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Sobel(p-value)			0.0000			0.0083
(pseudo)R ²	0.5750	0.0550	0.5823	0.2614	0.0751	0.2615
观测值	499709	581817	432297	212345	173945	173944

注：年份、行业、省份固定效应均已控制。

五、进一步分析：影响的时间效应与调节机制

(一) 时间效应分析

上文的研究表明,行业产能过剩不仅显著降低了正常企业出口倾向,而且也缩减了其出口规模,造成产能过剩与出口疲软共存的困境。那么,行业产能过剩对正常企业出口规模的负向影响,是体现在出口价格上还是出口数量上?这一影响是否具有长期性?对这两个问题的回答,有助于深入理解正常企业出口行为的动态变化,并厘清行业产能过剩背景下正常企业出口模式的选择。

为此,本文进一步利用 2000—2007 年间中国工业企业数据库和海关数据库的匹配数据,考察产能过剩对行业内正常企业出口价格和出口数量的具体影响,及其随时间的变化情况。基于实证研究的需要,本文构建如下回归方程:

① 本文还利用企业生产率作为技术钳制的代理变量,来检验技术钳制机制的存在性,具体结果留存备案。

$$\ln Export_{icjt} = \lambda_{11} + \lambda_{12} su_industry_{jt/t-1/t-2} + \lambda_{13} CV_{i/j/p} + \epsilon_t + \epsilon_{ic} + \mu_{icjt} \quad (11)$$

$$\ln P_{icjt} = \lambda_{21} + \lambda_{22} su_industry_{jt/t-1/t-2} + \lambda_{23} CV_{i/j/p} + \epsilon_t + \epsilon_{ic} + \mu_{icjt} \quad (12)$$

$$\ln Q_{icjt} = \lambda_{31} + \lambda_{32} su_industry_{jt/t-1/t-2} + \lambda_{33} CV_{i/j/p} + \epsilon_t + \epsilon_{ic} + \mu_{icjt} \quad (13)$$

其中, $su_industry_{jt/t-1/t-2}$ 表示当期、滞后一期或滞后两期四位码行业 j 的产能过剩程度; $CV_{i/j/p}$ 表示企业、行业以及省份层面的控制变量集合; ϵ_t 、 ϵ_{ic} 表示年份、企业 \times 产品固定效应。考虑到出口额 ($\ln Export_{icjt}$)、出口价格 ($\ln P_{icjt}$)^① 与出口数量 ($\ln Q_{icjt}$) 之间是相互影响的, 并且这三个方程中的随机扰动项存在相关性和异方差的可能性, 因此这里采用联立方程模型估计式 (11)~(13), 回归结果见表 12。

由表 12 可知, 当期行业产能过剩对正常企业出口额的估计系数显著为负, 与第四部分基准回归的结果一致, 这进一步证实了本文结果的稳健性。当期行业产能过剩对正常企业出口价格的影响显著为负, 表明正常企业在当期就会降低出口价格, 这是因为在产能过剩背景下市场竞争加剧, 正常企业为了维持自身的出口竞争力而不得不降低出口价格; 当期产能过剩对行业内正常企业出口数量的影响显著为负, 意味着企业降价行为并不会在短期内增加出口数量, 其原因可能在于更多目的地市场和更多种类产品的增加需要一定的时间。

滞后一期和滞后两期的结果基本一致。行业产能过剩对企业出口额的影响显著为负, 说明产能过剩对正常企业出口额具有长期的抑制作用, 也从侧面印证了中国化解产能过剩问题的艰巨性和紧迫性。滞后一期、两期的行业产能过剩对正常企业出口价格的影响依然显著为负, 但对正常企业的出口数量的影响显著为正, 这意味着正常企业会长期性地采取“低价跑量”的出口竞争模式。值得注意的是, 由于出口额回归方程中核心解释变量的回归系数在短期和长期内均为负, 意味着这种较为粗放的竞争模式不利于企业出口增长和可持续发展。可见, 产能过剩行业中正常企业的出口如何从“价格竞争”转向“质量竞争”是关键所在, 但也正如上文的机制检验所表明的, 行业产能过剩对正常企业出口额的负向影响往往会从根本上制约其产品质量提升的动力与能力。

表 12 企业出口规模的分解及时间效应(联立方程模型回归结果)

变量	被解释变量		
	$\ln Export$	$\ln P$	$\ln Q$
	(1)	(2)	(3)
$su_industry_{jt}$	-1.5035*** (0.0359)	-1.0949*** (0.0140)	-0.4087*** (0.0358)
	(4)	(5)	(6)
$su_industry_{jt-1}$	-0.2334*** (0.0507)	-0.7858*** (0.0190)	0.5524*** (0.0510)
	(7)	(8)	(9)
$su_industry_{jt-2}$	-0.3224*** (0.0553)	-1.0798*** (0.0207)	0.7631*** (0.0558)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业 \times 产品固定效应	是	是	是

(二) 调节机制检验

20 世纪 90 年代以来, 中国对产能过剩进行了几次集中治理, 但行业产能过剩问题并没有得到根治, 可以说治理产能过剩是一个长期过程。为此, 除了政府寻求各种措施直接治理产能过剩痼疾之外, 还需要寻求调节机制, 以减缓行业产能过剩对正常企业出口的长期的负面影响。

从产能过剩形成以及影响机制来看, 市场开放度与企业竞争力是对冲产能过剩出口效应的关键

① 借鉴樊海潮等(2020)的做法, 用企业出口某种产品到不同国家的平均价格衡量出口价格。

所在,而前面的作用机制检验表明,作为行业产能过剩影响正常企业出口行为的两个重要途径,融资约束和技术钳制也是影响企业竞争力的重要因素;从中国现实来看,FDI是促进市场开放和技术溢出效应的重要途径,金融市场化是推动金融体系完善的重要基础。基于此,本文进一步从行业 and 地区层面,探索 FDI 开放与金融化程度对行业产能过剩与正常企业出口行为之间关系的调节作用。

1. 行业 FDI 开放程度。这里采用行业外资占比衡量行业 FDI 开放程度(fdi),即四位码行业外资企业工业总产值与该行业内所有企业工业总产值的比值,并用期初(2000年)行业 FDI 开放程度与产能过剩变量交乘来考察^①,估计结果见表 13。不难发现,在出口选择和出口规模方程中,行业产能过剩对正常企业出口具有显著的负向作用,交互项 $su \cdot fdi$ 显著为正,说明当行业 FDI 开放程度提高时,行业产能过剩对正常企业出口的负向影响会减弱。这是因为,一方面,FDI 作为资本要素的流入形式之一,带来了充足的资金,一定程度上缓解了企业融资约束;另一方面,FDI 能够通过专利技术转移、企业交流、产品模仿、人才流动等途径提升行业生产率,产生技术溢出效应,从而提升企业的出口能力。

2. 地区金融市场化程度。依据樊纲等(2011)公布的各省金融业市场化得分,按平均值构建反映地区金融市场化程度的虚拟变量(mar),回归结果见表 13。从中可以发现,在出口选择和出口规模方程中,行业产能过剩的回归系数显著为负,交互项 $su \cdot mar$ 显著为正,这意味着地区金融市场化的发展有利于缓解产能过剩对正常企业出口的负面影响。产生上述结果的原因可能是:在金融市场化程度较高地区,正常企业外源融资渠道更加多元化,并且社会资金在产能过剩企业与正常企业之间的分配更加公平,导致正常企业融资约束放松,进而提升正常企业的出口能力。

表 13 行业 FDI 开放和地区金融市场化的调节作用

变量	出口选择方程		出口规模方程	
	行业 FDI 开放程度	地区金融市场化程度	行业 FDI 开放程度	地区金融市场化程度
	(1)	(2)	(3)	(4)
$L.export_dummy$	2.3708*** (0.0311)	2.3872*** (0.0307)		
$su_industry$	-5.1461*** (1.3139)	-6.4645*** (1.6038)	-9.3682*** (1.0778)	-9.5201*** (0.3246)
$su \cdot fdi$	3.9428*** (0.8683)		2.2380** (0.9644)	
$su \cdot mar$		2.1515*** (0.4023)		0.7276** (0.2829)
控制变量	是	是	是	是
(pseudo) R^2	0.5764	0.5752	0.2623	0.2614
观测值	499685	499709	212336	212345

注:年份、行业、省份固定效应均已控制。

六、结论与建议

立足中国出口疲软与产能过剩并存的现实,本文基于 2000—2007 年间中国工业企业数据,从微观层面考察发现,相比于产能过剩企业,正常企业在出口市场的进入、退出都更活跃;相比于非产能过剩行业的正常企业,产能过剩行业内正常企业的新增出口率更低、出口退出率更高,使得出口持续率和出口倾向更低。总体来看,正常企业的出口状况差于产能过剩企业,产能过剩行业出口状况差于非产能过剩行业。回归结果表明,行业产能过剩显著抑制了正常企业的出口行为,是造成企业出口疲弱的重要原因之一,而且通过产能过剩指标再度量、变换回归方法、改变回归样本、内生性分析等一系列稳健性检验之后,主要结论仍然不变。机制检验表明,产能过剩通过融资约束效应和技术

^①本文使用事前变量缓解行业 FDI 开放程度带来的内生性问题。

钳制效应对行业内正常企业的出口产生抑制作用。进一步对正常企业出口规模进行分解,发现产能过剩会导致行业内正常企业长期采取“低价跑量”的出口竞争模式;而调节机制表明,FDI开放和金融市场化有助于缓解行业产能过剩对正常企业的出口抑制效应。

本文的研究结论表明了化解产能过剩、提高资源配置效率的重要性,但更强调通过行业开放和金融市场化来缓解行业产能过剩对正常企业出口抑制效应的紧迫性。因此,在更好地贯彻落实党的十八届三中全会上提到的“让市场在资源配置中起决定性作用,同时要更好发挥政府作用”之外,亟须寻求缓解其抑制正常企业出口的对冲机制。为此,其一,要坚持行业开放和金融市场化发展,优化资源配置,营造行业公平竞争环境,其中行业开放除了对外资企业开放,更要对民营企业开放。尤其在疫情冲击后,由于国内外市场需求都下降,产能过剩可能会加重,对内开放促进市场一体化发展,形成基于内需的对外开放,是缓解产能过剩的重要途径。此外,在金融抑制背景下,正常企业面临较强的融资约束,政府补贴和银行授信应着眼于企业层面,而不是行业整体层面,要提高优质企业的识别能力,为优质企业出口活动提供资金支持。其二,技术创新是企业提升产品国际竞争力的关键。为突破行业产能过剩对正常企业的技术钳制效应,以及由“低价跑量”的出口竞争模式向“质量优势”转变,政府需要着力于构建关键技术攻关平台,推动基于产业链的产学研联合,以降低企业参与开放式创新的门槛,促进技术创新在产业链和价值链不同环节间溢出和传递。其三,长期以来,行业产能过剩对正常企业出口的抑制效应被超高速的出口贸易增长所掩盖,但随着中国经济进入“新常态”,以及出口面临的阻碍增多,行业产能过剩对正常企业出口的抑制效应将凸显。因此,中国的产业政策应该率先进行转型创新,强化产业政策服务功能,并逐渐让位于竞争政策。

参考文献:

- 戴觅 余淼杰 Madhura Maitra, 2014:《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第2期。
- 樊纲 王小鲁 朱恒鹏, 2011:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告》,经济科学出版社。
- 樊海潮 李亚波 张丽娜, 2020:《进口产品种类、质量与企业出口产品价格》,《世界经济》第5期。
- 范林凯 李晓萍 应珊珊, 2015:《渐进式改革背景下产能过剩的现实基础与形成机理》,《中国工业经济》第1期。
- 范林凯 等, 2019:《中国工业产能利用率的测度、比较及动态演化——基于企业层面数据的经验研究》,《管理世界》第8期。
- 高晓娜 兰宜生, 2016:《产能过剩对出口产品质量的影响——来自微观企业数据的证据》,《国际贸易问题》第10期。
- 刘军, 2016:《“出口—产能假说”与中国企业适用性》,《财贸经济》第11期。
- 刘小玄 李双杰, 2008:《制造业企业相对效率的度量和比较及其外生决定因素(2000—2004)》,《经济学(季刊)》第3期。
- 吕建 陈瑶雯 范祚军, 2019:《信贷渠道在产业结构调整中的有效性分析——以产能过剩行业为例》,《中央财经大学学报》第1期。
- 毛其淋 王翊丞, 2020:《僵尸企业对中国制造业进口的影响》,《国际贸易问题》第10期。
- 聂辉华 江艇 杨汝岱, 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 孙浦阳 侯欣裕 盛斌, 2018:《服务业开放、管理效率与企业出口》,《经济研究》第7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。
- 王自锋 白玥明, 2017:《产能过剩引致对外直接投资吗?——2005—2007 年中国的经验研究》,《管理世界》第8期。
- 巫强 余鸿晖, 2019:《中国制造业企业出口模式选择研究:基于市场势力和生产率的视角》,《南京社会科学》第8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。
- 阳佳余, 2012:《融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期。
- 余淼杰 金洋 张睿, 2018:《工业企业产能利用率衡量与生产率估算》,《经济研究》第5期。
- 张杰 等, 2020:《对外技术引进与中国本土企业自主创新》,《经济研究》第7期。
- 张杰 郑文平, 2015:《政府补贴如何影响中国企业出口的二元边际》,《世界经济》第6期。
- 中国人民银行营业管理部课题组, 2005:《北京市金融机构信贷资金配置效率研究——对 26 个主要行业贷款情况的实证分析》,《金融研究》第2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。

- 周瑞辉,2015:《体制扭曲的产能出口门限假说:以产能利用率为门限值》,《世界经济研究》第4期。
- 诸竹君 黄先海 王煌,2019:《僵尸企业如何影响企业加成率——来自中国工业企业的证据》,《财贸经济》第6期。
- Ahn, J. & A. McQuoid(2013), “Capacity constrained exporters: Micro evidence and macro implications”, Florida International University Working Papers, No. 1301.
- Belke, A. et al(2015), “Domestic demand, capacity constraints and exporting dynamics: Empirical evidence for vulnerable Euro area countries”, *Economic Modelling* 48:315—325.
- Blonigen, B. A. & W. W. Wilson(2010), “Foreign subsidization and excess capacity”, *Journal of International Economics* 80(2):200—211.
- Brandt, L. et al(2012), “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of Development Economics* 97(2):339—351.
- Filipescu, D. A. et al(2013), “Technological innovation and exports: Unpacking their reciprocal causality”, *Journal of International Marketing* 21(1):23—38.
- Hallak, J. C. & J. Sivadasan(2008), “Productivity, quality and exporting behavior under minimum quality constraints”, MPRA Paper, No. 24146.
- Liu, Q. & L. D. Qiu(2016), “Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms’ patent filings”, *Journal of International Economics* 103:166—183.
- Lu, Y. et al(2017), “Identifying FDI spillovers”, *Journal of International Economics* 107:75—90.
- Manova, K. (2013), “Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade”, *Review of Economic Studies* 80(2): 711—744.
- Restuccia, D. & R. Rogerson(2017), “The causes and costs of misallocation”, *Journal of Economic Perspectives* 31 (3):151—174.
- Tan, Y. et al(2016), “Zombie firms and the crowding-out of private investment in China”, *Asian Economic Papers* 15 (3):32—55.
- Tetsuji, O. et al(2018), “Excess capacity and effectiveness of policy interventions: Evidence from the cement industry”, RIETI Discussion Paper Series, No. 18—E—012.

How Does Industrial Overcapacity Affect Normal Firms’ Exports?

CHEN Aizhen¹ GE Haiyan¹ HE Chengying²

(1. Xiamen University, Xiamen, China; 2. Guangxi University, Nanning, China)

Abstract: Compared to firms with overcapacity, normal firms (firms without overcapacity) have higher exporters’ market entry rates, exit rates and shorter export duration, which led to lower export probabilities. Compared to normal firms in non-overcapacity industries, normal firms in overcapacity industries have lower exporters’ market entry rates and higher exit rates, resulting in lower export duration and probabilities. Then, how does industrial overcapacity affect normal firms’ exports? Based on the annual survey of industrial firms from 2000 to 2007, this paper verifies that the aggravation of industrial overcapacity would significantly inhibit the export probability and scale of normal firms. Robustness check using the data between 2000 and 2013 suggests the results are still valid. The mechanism analysis show that financing constraints and technical clampdown are potential channels. According to the decomposition of export scale, we find that normal firms would increase export volumes and quantities, but decrease prices. Further research find that FDI openness and financial marketization can alleviate the negative effect of industrial overcapacity on normal firms. This study helps to deepen understanding of the dilemma of weak export and overcapacity, and provides support for attaching importance to market openness to promote export.

Keywords: Overcapacity; Normal Firms’ Exports; Financing Constraints; Technical Clampdown

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:刘新波)