

出口贸易缓解了中国企业的产能过剩吗?

——基于世界银行中国企业调查数据的实证研究

钱圆圆, 沙文兵

(安徽财经大学 国际经济贸易学院, 安徽 蚌埠 233030)

[摘要] 产能过剩问题仍是中国产业结构调整升级过程中的难题,“一带一路”倡议下的国际产能合作作为产能过剩化解提供了新思路。出口贸易作为国际产能合作的重要方式之一,研究其对产能过剩的影响极具理论和现实意义。文章从生产侧和消费侧两个角度考察出口贸易化解产能过剩的作用机制,并结合产能过剩企业而非产能过剩企业的异质性,讨论出口贸易对不同类型企业产能过剩的影响。在理论分析的基础上,利用世界银行提供的中国企业调查数据实证检验出口以及其他因素对产能过剩化解的现实效应。研究发现,出口能够显著地化解企业产能过剩问题,研发投入和企业规模能够缓解企业产能过剩,而企业的存续时间、人力资本、融资约束、新增固定资产投资、政府对企业的干预程度等因素能够加重企业产能过剩。在进行内生性处理后,实证结果依然稳健。进一步的分样本研究表明,相较于产能正常企业,产能过剩企业开展出口贸易活动的产能过剩化解效应更为明显,由于制造业产能建设周期较长,产能不足企业的出口反而不利于过剩产能化解。文章的研究结论对于在国际产能合作背景下政府和企业如何基于出口贸易视角制定缓解产能过剩的战略政策有着重要的启示作用。

[关键词] 国际产能合作; 产能过剩; 出口贸易

[中图分类号] F725.1

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2019)06-0118-11

一、引言

由于经济运行的周期性波动,产能过剩问题由来已久。进入21世纪以来,资本密集型重工业领域重复建设和地方政府的投资冲动,进一步加剧了我国的产能过剩问题。为此,国务院于2005年、2006年相继发布直接针对产能过剩问题的政策文件《促进产业结构调整暂行规定》《国务院关于加快推进产能过剩行业结构调整的通知》,此后产能过剩问题有所缓解。然而,2008年全球金融危机爆发,为缓解危机冲击,我国政府出台了“四万亿”经济刺激政策,这一政策在创造市场需求的同时也刺激了高排放、高能耗、低技术行业的盲目扩张^[1]。近年来,全球经济持续低迷,国外市场需求下降导致出口受挫,进一步激化了

国内的产能过剩问题。据国家统计局公布的数据,2018年全国工业产能利用率为76.5%,同比下降0.5个百分点。根据欧美等发达国家关于产能过剩的判断标准,大部分行业产能利用率都低于正常范围79%~83%,可见产能过剩依然是我国经济发展过程中一个亟待解决的难题。

2013年“一带一路”倡议正式提出和实施,这对于推动沿线国家产能合作,深挖对外贸易潜能具有重要意义。为了充分利用我国优势产能,积极稳妥地化解过剩产能,2015年5月,国务院发布了《关于推进国际产能和装备制造合作的指导意见》,第一次以国务院文件的形式推进装备和产能国际合作。在国际贸易环境日趋复杂的背景下,作为一个贸易大国,国际产能合作是我国基于国际视角对新型贸易格局的初步探索。出口贸

[收稿日期] 2019-06-28

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“基于宏观金融稳定视角的人民币国际化策略研究”(16AJL012);安徽财经大学研究生科研创新基金“‘一带一路’背景下国际产能合作战略的路径研究——基于微观视角的考察”(ACYC2018075)。

[作者简介] 钱圆圆(1994-),女,安徽无为,硕士研究生,研究方向:世界经济。

[通讯作者] 沙文兵(1973-),男,安徽无为,经济学博士,教授,研究方向:国际金融与国际投资。

易是国际产能合作的主要方式之一,研究出口对产能过剩化解的现实效应,既能为破解中国的产能过剩难题提供理论基础,又能够为国家制定国际产能合作的具体政策方案提供决策依据。

二、文献综述

产能过剩是全球普遍性的难题,许多国家正面临或曾经面临过不同程度的产能过剩问题。那么,何为产能过剩?国内外学者从不同的角度对其进行了界定^[2]。从微观层面来看,产能过剩是由于短期的平均成本高于边际成本,企业按照现有技术水平和生产能力所提供的商品或服务数量大于市场的需求量,进而发生闲置生产能力的现象。^[3-5]从中观层面看,产能过剩是指一定时期内,某行业的实际产出低于该行业的生产能力^[6]。从宏观层面来看,产能过剩是指经济活动没有达到潜在的产出水平,生产要素出现闲置^[7-8]。

关于产能过剩的成因,主要有“市场失灵”和中国经济转型过程中的体制缺陷两种观点。市场失灵假说把产能过剩归因于市场经济本身。Kamien等(1972)和Dixit(1980)认为,企业常常会投入大量乃至过度的资本以阻止潜在企业进入市场,进而引发产能过剩^[9-10]。Salop(1979)、Mankiw等(1986)运用博弈分析法发现寡头垄断市场存在“过度进入”,导致行业产能过剩。^[11-12]林毅夫(2007)指出,由于信息的不完全,企业对于行业前景判断趋同所导致的“战略共识”容易激发“羊群效应”,由此引发投资“潮涌现象”和产能过剩^[13]。不过,也有学者认为,微观主体虽然在投资决策过程中可能存在认知偏差,却仍然可以保持有限理性。如张新海和王楠(2009)、杨振(2013)均认为,企业在行业前景判断过程中也会考虑“前景共识”所带来的市场风险^[14-15]。

江飞涛等(2012)认为,就中国经济现状而言,着眼于市场失灵而提出的治理政策并不能有效解决当前的产能过剩问题,反而使治理成本远大于收益^[16]。于是,学者们开始探讨除市场失灵和经济周期以外的因素。王文甫等(2014)研究发现,在中国式分权体制下,地方政府官员之间的政绩竞争诱发了产能过剩^[17]。余东华等(2015)认为特定的政绩考核和政治晋升使得地方政府违背经济规律制定相关激励政策,扭曲企业的产能投资,最终引发产能过剩^[18]。除了上述原因以外,产能过剩还是国际、国内需求疲软的结果。从国内市场来看,消费刺激政策的效果有限;从国际市场来看,近年来贸易保护主义抬头,中国作为

世界贸易大国,直接面临着日益严峻的贸易争端与摩擦挑战,承受着来自发达国家和新兴市场的双重压力^[19]。总之,中国产能过剩的原因可以归结为以外需疲软为主导的经济波动因素和中国的制度性、结构性因素等方面(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)^[20]。

至于化解产能过剩的途径,部分学者从非外需视角出发提出建议,如创新政府干预方式和绩效考核标准^[21];优化市场准入和退出机制,建立、维护市场竞争秩序和市场环境^[22-23]。宋勇超(2018)指出在全球化进程不断深入的今天,仅仅立足于国内视角所提出的政策建议,其成效往往是有限的^[24]。因此,一些学者基于外需视角,提出通过出口贸易、对外直接投资等路径将“过剩”的优势产能或产品输向海外市场^[25-27]。王本力等(2015)以美国四次国际产能合作为例,指出国际产能合作是解决中国过剩产能的新思路。^[28]类似的,熊艾伦等(2015)基于国际经验的分析表明,实施国际产能合作是化解产能过剩难题的最有效策略^[29]。

出口贸易作为国际产能合作的主要途径,其对于产能过剩的化解作用也颇受重视。刘航等(2016)研究表明,企业通过出口将过剩产品销售至其他国家,可以缓解产能过剩^[30]。在产能既定的条件下,外需上升会激励企业提高产能利用率以扩大产出^[27]。另外,出口有利于提升企业的技术水平和生产率,进而化解过剩产能^[31-32]。

综上,我们可以看出,现有文献主要集中在产能过剩的形成原因和基于国内视角的产能过剩治理途径研究上。鉴于国际产能合作战略为产能过剩的治理提供了更为广阔的思路,出口贸易是国际产能合作的重要方式,也是化解产能过剩的主要路径,本文基于出口贸易视角,利用世界银行提供的微观企业调查数据,研究中国企业出口贸易的产能过剩化解效应。本研究的贡献主要体现在:第一,以企业这一产能过剩的微观载体作为研究对象,是对基于中观、宏观数据研究的重要补充,也使得研究更具针对性;第二,现有研究鲜有考虑出口贸易对于产能过剩企业而非产能过剩企业影响的差异性,文章将通过进一步分样本回归,考察出口贸易对不同类型的异质性影响,为差异化制定国际产能合作政策提供经验证据。

三、出口贸易化解产能过剩的理论分析

学界主要是从生产侧的实际产出小于潜在产出、消费侧的产品供给大于需求两个视角，对产能过剩进行界定，并据此给出治理思路。杨振兵（2015）认为，把生产侧和消费侧的产能过剩割裂开来考虑是片面的，需求与供给比率、实际产出与潜在产出比率是产能过剩的两个层面^[33]。因此，化解产能过剩既可以通过扩大外需提高需求与供给比率，又可以通过优化生产要素配置、提高技术水平等来提高实际产出与潜在产出比率。从这个意义上看，出口贸易可以通过“直接路径”和“间接路径”两大途径，分别从消费侧和生产侧两端缓解产能过剩。在消费侧，企业通过出口将过剩产品销售至其他国家，以拓展海外市场的方式实现国内过剩产能向外转移^[30]。Tian（2016）研究发现，在产能既定的条件下，外需上升会激励企业提高产能利用率以扩大产出，尤其是当出口壁垒较高时，投入新产能增加产出的成本较高，企业将在投入要素既定的情况下高负荷利用机器设备，提高产能利用率^[34]，这是出口化解产能过剩的“直接途径”。在生产侧，出口贸易主要通过“间接路径”化解过剩产能：出口企业能够通过规模经济效应、消费偏好效应、竞争效应等增强企业产品的竞争力，扩大国内外市场，进一步缓解产能过剩。具体而言，规模经济效应是指随着国外市场的开拓，企业的长期平均成本下降，由此带来的产品低成本优势能够化解产能过剩^[35]；消费偏好效应是指由于文化、消费习惯等的差异，企业出口的产品可能需要改进才能符合国外消费者的消费偏好，故企业通过升级设备、更新技术、加强员工培训等方式对产品生产过程加以改进，在提高产品性能过程中提高产品竞争力；竞争效应是指出口企业面临国外、国内两大市场的同业竞争时会加大创新投入、优化产品性能，这必然会提高企业的产能利用率^[31]。上述出口贸易化解产能过剩的理论机制详见图1。于是，可以得到命题一。

命题一：企业出口能够通过直接和间接路径，显著提高企业的产能利用率，化解过剩产能。

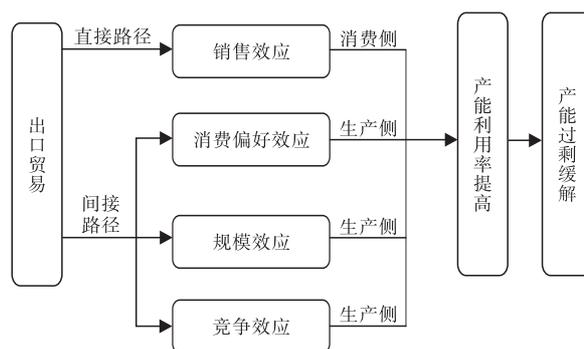


图1 出口贸易化解产能过剩的理论机制

Fig. 1 Theoretical mechanism of export trade to solve overcapacity

一般而言，相较于产能过剩企业，非产能过剩企业化解过剩产能的动机相对缺乏，其提升产能利用率的需求不太迫切，故直接渠道的作用较小^[26]，出口贸易只能通过其间接渠道，缓慢提高这类企业的产能利用率。基于此，提出命题二。

命题二：出口贸易对过剩产能的化解作用在产能过剩企业和非过剩企业间存在异质性，出口贸易对产能过剩企业的过剩产能化解作用更为明显。

四、模型与数据说明

（一）模型设定

我们采用世界银行2005年对中国企业2002—2004年经营状况进行调查所获得的微观数据^①，对上文理论分析所得出的结论进行检验，即出口贸易是否能够显著化解国内的产能过剩。模型设定如下：

$$cu_i = \alpha + b \text{export}_i + gX_i + \mu_i \quad (1)$$

式(1)中， i 表示企业， cu 代表产能过剩程度， export 表示出口强度， X 为控制变量集， μ 为随机误差项， α 反映了可能对企业产能过剩程度带来实质性影响的行业、年份等维度因素， b 是核心解释变量出口强度的估计系数， g 为控制变量估计系数集。

（二）变量选取和数据来源

1. 被解释变量

产能过剩程度（ cu ）：为避免因产能过剩测算出现的不准确问题，在借鉴前人研究的基础上，采用世界银行中国企业调查数据中提供的企业产能利用率指标作为产能过剩的代理指标。余森杰和崔晓敏（2016）指出，通过调查法获得的产能

① 世界银行于2012年再次对中国企业进行了抽样调查，但这次是截面数据，考虑到面板数据兼具截面和时间两个维度的特点和样本容量较大，所以选取2005年的调查数据进行实证研究。实际上，我们所选取的样本时期正是中国处于较大规模的产能过剩阶段，且这一时期与2008年后的产能过剩有着相似的经济环境，我们认为据此得出的结论在当前仍具有适用性。较多学者在实证研究时也采取了该样本（如李坤望等，2015^[39]；刘军，2016^[35]；张皓，2018^[27]；等）。

利用率最为客观，可以作为产能过剩的反向指标^[19]，产能过剩程度越高，产能利用率越低。

2. 主要解释变量

出口强度 (*export*)：用出口额占销售额的比值来表示，反映企业的出口状况。根据前述理论分析，预期企业出口强度与其产能利用率同方向变动。

3. 控制变量

在控制变量选取方面，为避免可能的遗漏变量导致的内生性问题，本文借鉴现有文献研究，选取以下 8 个控制变量。

企业年龄 (*age*)：用数据报告期减去成立年份再加 1 来表示。一般来说企业成立时间越久，其积累的生产经营经验越多，越能够理性地根据市场需求调节其产能投入，从而会提高企业的产能利用率，故预期符号为正。

研发投入 (*lnrd*)：以企业的研发投入额衡量，并对其取自然对数。一般来说，企业的研发水平越高，其产品的竞争力越强，企业的产能利用率也就越高，故预期符号为正。

人力资本 (*edu*)：用企业员工人数中本科及本科以上学历人数占比来表示。该比例越大意味着企业的人力资本结构越高级。刘智勇等 (2018) 指出，人力资本结构高级化可以推动技术结构升级和技术创新，故预期人力资本对产能利用率的提高有促进作用^[36]。

企业规模 (*lnemp*)：用企业员工数来表示，并对其取自然对数。企业规模越大越可能实现规模经济，即降低生产成本和提升竞争力。故预期企业规模与产能利用率同方向变动。

新增固定资产投资比例 (*fai*)：用新增固定资产投资比例作为产能投资状况的代理变量。该比例提高意味着企业固定资产投资增加，当固定资产投资超过企业产品需求时，就会产生过剩产能，故预期符号为负。

融资约束 (*fi*)：采用“融资约束对企业生产经营阻碍程度”来表示，其取值范围为 0 至 4，值越小表示融资约束越松。张先锋等 (2017) 认为，在融资约束较松的情况下，企业能够借助金融手段进行生产扩张、技术更新等，这将提高企业的产能利用率，故预期符号为负^[37]。

政府干预程度 (*gov*)：用“企业总经理和政府的沟通天数”作为代理变量，取值范围为 1~8^①。企业总经理和政府的沟通天数越多，意味着政府对企业干预程度越大，这可能会影响企业的生产和销售活动，使企业生产偏离市场规律，进而导致供需失衡，出现产能过剩现象，故预期符号为负。

经济政策的不稳定性 (*pol*)：世界银行的微观调查数据亦提供了经济政策不稳定性指数，其取值范围是 0~4，值越大越不稳定^②。一般来说，经济政策的不稳定性加剧了信息不对称问题和生产扭曲，容易导致产能过剩，因此，预期产能利用率与其负相关。

表 1 变量描述性统计

Tab. 1 Descriptive statistics of variables

变量	观察数	均值	标准差	最小值	最大值
cu	37008	80.14	19.50	0.00	160.30
export	37008	16.41	31.51	0.00	100.00
age	37008	12.74	13.65	1.00	140.00
lnrd	37008	3.29	3.54	0.00	15.29
edu	37008	17.25	17.36	0.00	100.00
lnemp	37008	5.56	1.45	0.00	13.50
fai	37008	0.29	2.15	-0.20	181.30
fi	37008	1.40	1.26	0.00	4.00
pol	37008	0.93	1.06	0.00	4.00
govd	37008	2.54	1.29	0.00	8.00

参照李玉红等 (2008) 做法，剔除不满足逻辑关系的错误记录^[38]。各变量的描述性统计见表 1，其中 *cu* 的最大值超过 100，可能有两种原因：一是某些受访企业装备系数低、投资少，而较大的市场需求使得其机器设备超负荷运转，工人们通过加班等延长工时；二是数据统计错误。基于上述两种原因，我们的做法是先不剔除这些异常值，在稳健性检验时再剔除异常值对“新样本”进行回归。此外，新增固定资产投资比例 (*fai*) 的最小值是负值，此时表明企业新增的固定投资额小于其固定资产折旧。

表 2 给出了各变量之间的两两相关系数矩阵，可知变量间不存在严重的多重共线性。

① 若天数为 1，则赋值为 1；若天数为 2~3 天，则赋值为 2；若天数为 4~5 天，则赋值为 3；若天数为 6~8 天，则赋值为 4；若天数为 9~12 天，则赋值为 5；若天数为 13~16 天，则赋值为 6；若天数为 17~20 天，则赋值为 7；若天数为大于 21 天，则赋值为 8。

② 0 表示很稳定，1 表示轻微不稳定，2 表示中度不稳定，3 表示较不稳定，4 表示严重不稳定。

表 2 各变量相关系数矩阵

Tab. 2 Correlation coefficient matrix among variables

	cu	export	age	lnrd	edu	fai	fi	lnemp2	govd	pol
cu	1									
export	0.109	1								
age	-0.007	-0.088	1							
lnrd	0.103	0.031	0.167	1						
edu	-0.025	-0.094	0.029	0.294	1					
fai	-0.005	0.015	-0.028	0.016	0.012	1				
fi	-0.066	-0.094	0.101	0.063	0.037	-0.002	1			
lnemp	0.188	0.174	0.312	0.511	0.079	0.010	0.061	1.0000		
govd	-0.025	-0.005	0.054	0.020	0.021	-0.001	0.110	0.069	1	
pol	-0.032	0.002	0.109	0.142	0.100	-0.006	0.305	0.167	0.122	1

(三)模型估计与结果分析

表 3 给出了模型回归结果。第(1)列是未加入控制变量的回归结果,第(2)列是加入了表征企业内部特征的控制变量之后的回归结果,第(3)列是加入包含企业外部环境等控制变量的回归结果。此外,考虑到因变量的受限性,借鉴李坤望等(2015)的做法^[39],采用 Tobit 模型进行估计。表 3 的(4)至(6)列汇报了基于 Tobit 模型的估计结果。所有估计结果一致表明,出口强度能够显著影响企业的产能利用率,说明企业出口强度的提高对于化解过剩产能具有积极促进作用,命题一得到验证。

从控制变量来看,存续时间越长的企业拥有较低的产能利用率,与预期不符。可能是因为,成立初期的企业往往较具活力,这种活力来源于企业的创新,但随着时间的推移,其创新活力反而可能降低。鲍宗客(2016)研究发现,新企业的创新激励在进入后几年呈现倒 U 型曲线,换句话说新进企业的创新活力要高于存续企业^[40]。此外,企业产能利用率的下降也可能是由于存续时间较长的企业处于成熟行业,而成熟行业常常表现为规模不经济,存在大量过剩产能。

与理论预期一致,企业规模、研发投入能够显著

影响产能利用率,说明企业如果拥有较大规模,或通过规模经济,或通过技术革新,可以不断提高产品竞争力,进而提高其产能利用率。

新增固定资产投资比例系数估计值符号为负,与预期一致,但是并不显著,说明该因素影响有限。融资约束的系数估计值符号为负,表明企业的产能利用率和其所面临的融资约束程度反方向变动,原因可能在于融资约束会降低企业在市场拓展和研发等方面的投入力度,进而降低企业的产能利用率。政府干预程度的系数显著为负,说明政府对企业的干预会促使产能过剩现象加重。如前所述,政府干预会扭曲企业生产、销售活动,进而降低其产能利用率。此外,经济政策不稳定程度对企业产能利用率也具有显著的负向影响,这与预期一致。

与预期相反,企业人力资本系数估计值的符号显著为负。干春晖等(2015)也得出相同的结论,却没有给出解释^[41]。笔者认为,原因可能在于制造业生产周期较长,较高的人力资本投入使得企业经营成本加大,再加上教育可能和市场需求脱节,企业的人力资本投入未实现创新能力和技术水平的实质提升,反而降低了企业的产能利用率。

表 3 出口对产能利用率的回归结果

Tab. 3 Regression results of export to capacity utilization

	基准回归			Tobit 回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
export	0.0678*** (0.0029)	0.0419*** (0.0030)	0.0385*** (0.0030)	0.0773*** (0.0037)	0.0474*** (0.0037)	0.0385*** (0.0032)
age		-0.0817*** (0.0080)	-0.0709*** (0.0080)		-0.0922*** (0.0089)	-0.0709*** (0.0077)

	基准回归			Tobit 回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnrd		0.1723*** (0.0332)	0.1893*** (0.0332)		0.1206*** (0.0395)	0.1894*** (0.0341)
edu		-0.0401*** (0.0063)	-0.0350*** (0.0063)		-0.0325*** (0.0069)	-0.0350*** (0.0060)
lnemp		2.4322*** (0.0810)	2.5470*** (0.0811)		2.8749*** (0.0948)	2.5471*** (0.0821)
fai		-0.0404 (0.0605)	-0.0423 (0.0611)		-0.0317 (0.0532)	-0.0423 (0.0456)
fi			-0.8058*** (0.0855)			-0.8059*** (0.0822)
govd			-0.3679*** (0.0799)			-0.3685*** (0.0768)
pol			-0.7777*** (0.1015)			-0.7776*** (0.0993)
常数项	79.9935*** (0.3888)	69.4237*** (0.5467)	71.4369*** (0.5803)	81.7763*** (0.4398)	69.1829*** (0.6071)	71.4381*** (0.5606)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	37008	37008	37008	37008	37008	37008
R ² /Pseudo R ²	0.0263	0.0612	0.0679	0.0032	0.0076	0.0080

注:括号里的是标准差,***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下同

(四)内生性检验

部分学者将产能利用率因素引入异质性企业贸易理论模型,发现产能利用率能够影响企业的出口^[42-43]。这表明出口与产能利用率之间可能存在互为因果关系,进而产生内生性问题。为此,借鉴张皓(2018)的做法,采用微观数据库中给出的出口企业清关天数作为出口的工具变量^[27]。出口清关天

数一般只与海关等机构的工作效率有关,清关天数越多,出口的效率越低,而对产能利用率无显著影响,故该工具变量是有效的。估计结果见表4,(1)至(3)列汇报了基于ivtobit方法的估计结果,第(4)列汇报了采用两阶段最小二乘法的回归结果。我们发现各变量的系数符号和显著性均未发生实质性变化,这说明前述估计结果是可靠的。

表4 克服内生性回归结果

Tab. 4 Regression results of overcoming endogenous

	ivtobit			2sls
	(1)	(2)	(3)	(4)
export	0.1880*** (0.0075)	0.0905*** (0.0077)	0.0856*** (0.0078)	0.0856*** (0.0075)
age		-0.0640*** (0.0081)	-0.0546*** (0.0081)	-0.0547*** (0.0083)
lnrd		0.1915*** (0.0344)	0.2068*** (0.0343)	0.2068*** (0.0334)
edu		-0.0316*** (0.0061)	-0.0268*** (0.0061)	-0.0268*** (0.0064)

	ivtobit			2sls
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnemp		2.1717*** (0.0903)	2.2953*** (0.0906)	2.2951*** (0.0898)
fai		-0.0472 (0.0459)	-0.0490 (0.0457)	-0.0490 (0.0591)
fi			-0.6958*** (0.0840)	-0.6956*** (0.0867)
govd			-0.3639*** (0.0770)	-0.3633*** (0.0801)
pol			-0.8074*** (0.0997)	-0.8074*** (0.1018)
常数项	77.9253*** (0.4060)	69.6480*** (0.5299)	71.5100*** (0.5624)	71.5088*** (0.5823)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	37008	37008	37008	37008

(五)稳健性检验

1. 替换变量

为了和前文的工具变量相区分,且考虑到不同城市出口政策的差异性,在稳健性检验时,我们把相同城市的企业平均出口清关天数作为出口的替代变量。由前文分析可知,出口清关天数的增加会增加企业的出口成本,进而降低企业的出口强度,故产能利用率与清关天数应该是反向关系。估计结果见表5的(1)(2)(4)和(5)列,与表3相比,各变量的系数符号和显著性均未发生实质性变化,表明本文的估

计结果是稳健的。

2. 缩尾处理后回归

在描述性统计部分,部分企业的产能利用率数值过高或者过低,为了剔除这些异常值对估计结果的影响,对原始数据进行缩尾处理,将落于(1%,99%)之外的观察值分别替换为1%和99%分位上的数值,进而形成“新”样本。对“新”样本进行估计之后的结果见表5的第(3)和第(6)列,与前文相比并未发生实质性变化,再次说明本文的估计结果是可靠的、稳健的。

表5 稳健性检验结果

Tab. 5 Results of robustness test

	基准回归			Tobit 回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
cleard	-0.0075*** (0.0004)	-0.0066*** (0.0005)		-0.0075*** (0.0005)	-0.0066*** (0.0005)	
export			0.0388*** (0.0029)			0.0432*** (0.0037)
age	-0.0851*** (0.0080)	-0.0752*** (0.0080)	-0.0700*** (0.0077)	-0.0851*** (0.0076)	-0.0752*** (0.0076)	-0.0754*** (0.0088)
lnrd	0.0967*** (0.0336)	0.1211*** (0.0335)	0.1468*** (0.0327)	0.0967*** (0.0336)	0.1210*** (0.0335)	0.1002*** (0.0382)
edu	-0.0293*** (0.0067)	-0.0255*** (0.0065)	-0.0196*** (0.0060)	-0.0293*** (0.0045)	-0.0255*** (0.0045)	-0.0140*** (0.0051)
lnemp	2.4584*** (0.0800)	2.5783*** (0.0802)	0.9559*** (0.2442)	2.4586*** (0.0811)	2.5785*** (0.0814)	1.0854*** (0.2623)

	基准回归			Tobit 回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
fai	-0.0386 (0.0628)	-0.0407 (0.0631)	2.5197*** (0.0795)	-0.0386 (0.0457)	-0.0406 (0.0456)	2.9773*** (0.0933)
fi		-0.7131*** (0.0860)	-0.7855*** (0.0837)		-0.7132*** (0.0828)	-0.9251*** (0.0929)
govd		-0.3323*** (0.0799)	-0.3740*** (0.0782)		-0.3328*** (0.0768)	-0.4358*** (0.0869)
pol		-0.8190*** (0.1016)	-0.7837*** (0.0992)		-0.8190*** (0.0992)	-0.8940*** (0.1122)
常数项	76.0399*** (0.6861)	77.0911*** (0.7008)	71.4344*** (0.5702)	76.0409*** (0.6870)	77.0932*** (0.7020)	71.4917*** (0.6328)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	37008	37008	37008	37008	37008	37008

(六)分样本回归

为了进一步研究出口贸易对不同类型的异质性影响,本文试图通过分样本的扩展性分析来进行检验。我们主要根据所有制和产能利用情况对企业进行分类。就所有制而言,世界银行微观企业调

查数据库将样本企业分为国有企业、非国有企业和港澳台企业三种类型。同时,借鉴刘军(2016)^[44]的研究,把样本企业分为产能过剩企业、产能正常企业和产能不足企业三类^①。进而进行分样本回归,结果见表6。不难看出,估计结果与全样本回归基本一致。

表6 分样本检验结果

Tab. 6 Results of sub samples test

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	港澳台企业	产能过剩企业	产能正常企业	产能不足企业
export	0.0405* (0.0213)	0.0398*** (0.0033)	0.0327*** (0.0083)	0.0147*** (0.0055)	0.0032*** (0.0010)	-0.0016* (0.0009)
age	-0.0744*** (0.0189)	-0.0046 (0.0098)	0.1959*** (0.0536)	-0.0136 (0.0109)	-0.0018 (0.0025)	0.0124*** (0.0040)
lnrd	0.1419 (0.1207)	0.1332*** (0.0367)	-0.0287 (0.1008)	0.2296*** (0.0527)	0.0678*** (0.0111)	-0.0643*** (0.0099)
edu	0.0486** (0.0220)	-0.0202*** (0.0064)	-0.0170 (0.0243)	-0.0397*** (0.0088)	-0.0025* (0.0014)	0.0062*** (0.0014)
lnemp	-1.6211*** (0.2918)	-0.7786*** (0.0926)	0.2608 (0.3199)	-0.4478*** (0.1178)	0.0364 (0.0266)	-0.1098*** (0.0277)
fai	3.3777*** (0.3400)	2.5481*** (0.0872)	2.9138*** (0.2915)	1.2260*** (0.1286)	0.2176*** (0.0273)	0.0767*** (0.0231)
fi	0.2184 (0.4815)	-0.0268 (0.0597)	-0.6029* (0.3247)	-0.0990 (0.0882)	-0.0164 (0.0118)	0.0158** (0.0076)
govd	-0.1647 (0.2646)	-0.4139*** (0.0878)	-0.2378 (0.2773)	-0.3034** (0.1181)	-0.0419* (0.0250)	-0.0070 (0.0228)

① 产能利用率低于79%被归类为产能过剩企业;产能利用率介于79%~90%归类为产能正常企业;产能利用率高于90%的归为产能不足企业。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	国有企业	非国有企业	港澳台企业	产能过剩企业	产能正常企业	产能不足企业
pol	-0.6085*	-0.6958***	-1.5315***	-0.1684	-0.0307	0.0166
	(0.3408)	(0.1114)	(0.3318)	(0.1412)	(0.0317)	(0.0352)
常数项	59.0846***	71.4536***	66.4902***	52.1882***	81.3949***	97.2789***
	(2.7533)	(0.6233)	(2.0558)	(0.8463)	(0.1764)	(0.1682)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3345	30711	2952	12332	8164	12544

其中,产能过剩企业和产能正常企业出口强度的系数估计值分别为0.0147和0.0032,且均在1%的显著性水平下显著。从系数估计值大小来看,出口贸易对于产能过剩企业过剩产能的化解效应更大,说明出口贸易在产能过剩企业和产能正常企业之间存在明显的异质性,命题二成立。值得提出的是,产能不足企业的出口反而会降低产能利用率。这可能是因为,尽管在“销售效应”作用下,企业意愿产出增加,从而保持较高产能投入,但由于制造业产能建设周期较长,再加上地方政府行政干预和政策不确定性可能会加大进出口壁垒,由此反而降低其产能利用率。

五、结论与启示

文章从生产侧和消费侧两个方面出发,剖析出口贸易化解产能过剩的理论机制,并结合产能过剩企业而非产能过剩企业差异性,讨论出口贸易对不同类型企业的异质性影响。在此基础上,运用世界银行2005年中国企业调查数据库,从微观层面分析出口贸易的过剩产能化解效应。实证研究结果表明,出口贸易对产能利用率存在显著的正向促进作用,也就是说出口贸易有利于削减企业过剩产能;企业规模、研发投入能够显著影响产能利用率;融资约束越小,企业的产能利用率越高;政府干预程度以及经济环境的不稳定性会降低企业的产能利用率,不利于企业化解过剩产能。出口贸易化解产能过剩的效应在产能过剩企业和产能正常企业之间存在明显的异质性,产能过剩企业开展出口贸易活动的产能过剩化解效应更为明显。

基于上述结论,提出政策建议如下:从政府角度来看,一方面应完善政府激励约束机制,继续鼓励企业尤其是产能过剩企业积极参与国际产能合作,并尽可能减少对企业运行的干预和融资约束;另一方面要积极同国际产能合作国家商签自由贸易协定,推动跨境交通、通信网络建设,为贸易自由化、便利

化创造条件。从企业角度来看,企业可以基于出口贸易视角制定缓解产能过剩的发展战略,结合各个国家的不同市场需求,建立市场导向的技术创新体系,在产品设计、生产、销售的过程中不断提高产品性能和竞争力,提高产能利用率。

[参 考 文 献]

- [1] 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(12):18-31.
- [2] 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.
- [3] CHAMBERLIN E H. Theory of monopolistic competition: a re-orientation of the theory of value[M]. London, Oxford University Press,1949.
- [4] BARZEL Y. Excess capacity in monopolistic competition[J]. Journal of Political Economy,1970,78(5):1142-1149.
- [5] 钟春平,潘黎.“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[J]. 经济学动态,2014(3):35-47.
- [6] 窦彬,汤国生. 钢铁行业投资过度、产能过剩原因及对策[M]. 北京:经济科学出版社,2009.
- [7] 周劲,付保宗. 产能过剩在我国工业领域的表现特征[J]. 经济纵横,2011(12):33-38.
- [8] 刘航,孙早. 城镇化动因扭曲与制造业产能过剩——基于2001—2012年中国省级面板数据的经验分析[J]. 中国工业经济,2014(11):5-17.
- [9] KAMIEN M I, SCHWARTZ N L. Uncertain entry and excess capacity[J]. The American Economic Review,1972,62(5):918-927.
- [10] DIXIT A. The role of investment in entry-deterrence[J]. The Economic Journal,1980,90(357):95-106.
- [11] SALOP S C. Monopolistic competition with outside goods[J]. The Bell Journal of Economics,1979,10(1):141-156.
- [12] MANKIW N G, WHINSTON M D. Free entry and social inefficiency[J]. The RAND Journal of Econom-

- ics, 1986, 17(1): 48—58.
- [13] 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(1): 126—131.
- [14] 张新海, 王楠. 企业认知偏差与产能过剩[J]. 科研管理, 2009(5): 33—39.
- [15] 杨振. 激励扭曲视角下的产能过剩形成机制及其治理研究[J]. 经济学家, 2013(10): 48—54.
- [16] 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.
- [17] 王文甫, 明娟, 岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. 管理世界, 2014(10): 17—36.
- [18] 余东华, 吕逸楠. 政府不当干预与战略性新兴产业产能过剩——以中国光伏产业为例[J]. 中国工业经济, 2015(10): 53—68.
- [19] 余森杰, 崔晓敏. 中国的产能过剩及其衡量方法[J]. 学术月刊, 2016(12): 52—62.
- [20] 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.
- [21] 王立国, 高越青. 基于技术进步视角的产能过剩问题研究[J]. 财经问题研究, 2012(2): 26—32.
- [22] 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(2): 75—87.
- [23] 杨振兵. 有偏技术进步视角下中国工业产能过剩的影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(8): 30—46.
- [24] 宋勇超. “一带一路”战略下中国对外直接投资与国际产能合作[J]. 技术经济与管理研究, 2018(1): 86—90.
- [25] 周学仁, 张越. 产能过剩与对外承包工程的产能输出作用研究[J]. 科技促进发展, 2015(5): 631—637.
- [26] 温湖炜. 中国企业对外直接投资能缓解产能过剩吗——基于中国工业企业数据库的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2017(4): 107—117.
- [27] 张皓. 出口贸易能否化解中国企业产能过剩——基于微观视角的考察[J]. 山西财经大学学报, 2018(1): 54—67.
- [28] 王本力, 张海亮, 曾昆. 国际产能合作: 化解产能过剩新思路[J]. 中国工业评论, 2015(11): 64—69.
- [29] 熊艾伦, 蒲勇健, 张勇. “一带一路”与过剩产能转移[J]. 求索, 2015(12): 75—79.
- [30] 刘航, 李平, 杨丹辉. 出口波动与制造业产能过剩——对产能过剩外需侧成因的检验[J]. 财贸经济, 2016(5): 91—105.
- [31] 钱学锋, 王菊蓉, 黄云湖, 等. 出口与中国工业企业的生产率——自我选择效应还是出口学习效应? [J]. 数量经济技术经济研究, 2011(2): 37—51.
- [32] 张杰, 张帆, 陈志远. 出口与企业生产率关系的新检验: 中国经验[J]. 世界经济, 2016(6): 54—76.
- [33] 杨振兵. 对外直接投资、市场分割与产能过剩治理[J]. 国际贸易问题, 2015(11): 121—131.
- [34] TIAN X L. Participation in export and chinese firms' capacity utilization [J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2016, 25(5): 757—784.
- [35] 刘军. “出口—产能假说”与中国企业适用性[J]. 财贸经济, 2016(11): 110—125.
- [36] 刘智勇, 李海崧, 胡永远, 等. 人力资本结构高级化与经济增长——兼论东中西部地区差距的形成和缩小[J]. 经济研究, 2018(3): 50—63.
- [37] 张先锋, 蒋慕超, 刘有璐, 等. 化解过剩产能的路径: 出口抑或对外直接投资[J]. 财贸经济, 2017(9): 63—78.
- [38] 李玉红, 王皓, 郑玉歆. 企业演化: 中国工业生产率增长的重要途径[J]. 经济研究, 2008(6): 12—24.
- [39] 李坤望, 邵文波, 王永进. 信息化密度、信息基础设施与企业出口绩效——基于企业异质性的理论与实证分析[J]. 管理世界, 2015(4): 52—65.
- [40] 鲍宗客. 市场进入、年龄和创新激励[J]. 经济与管理研究, 2016(2): 77—84.
- [41] 千春晖, 邹俊, 王健. 地方官员任期、企业资源获取与产能过剩[J]. 中国工业经济, 2015(3): 44—56.
- [42] BELKE A, OEKING A, SETZER R. Domestic demand capacity constraints and exporting dynamics: empirical evidence for vulnerable euro area countries [J]. Economic Modelling, 2015(48): 315—325.
- [43] 周瑞辉. 体制扭曲的产能出口门限假说: 以产能利用率为门限值[J]. 世界经济研究, 2015(4): 80—94.
- [44] 刘军. 产能过剩与企业出口自我选择——基于“产能—出口”假说的研究[J]. 产业经济研究, 2016(5): 13—25.

(责任编辑: 蒋萍)

Does export trade ease the overcapacity of Chinese companies?

—Empirical Research Based on World Bank Chinese Enterprise Survey Data

QIAN Yuan-yuan, SHA Wen-bing

(School of International Trade & Economics, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu Anhui 233030, China)

Abstract: Overcapacity is still an issue in the process of China's industrial restructuring and upgrading. The international capacity cooperation under the "Belt and Road" initiative has provided new ideas for overcapacity resolution. As an important international capacity cooperation, export trade is of great theoretical and practical significance to study its effect on excess capacity. The article discusses the mechanism of export trade to resolve overcapacity from the perspective of production and consumption, and analyzes the impact of export trade on different types of enterprises by combining the heterogeneity of overcapacity enterprises and non-overcapacity enterprises. On the basis of theoretical analysis, the actual effects of export and other factors on the resolution of overcapacity are empirically tested using survey data from Chinese companies provided by the World Bank. The study finds that exports can significantly resolve the problem of overcapacity in enterprises. R&D investment and enterprise size can significantly alleviate the problem of overcapacity, the duration of enterprises, human capital, financing constraints, new fixed asset investment and the degree of government intervention in enterprises can exacerbate the problem of overcapacity. After endogenous treatment, the empirical results remain robust. Further sub-sampling studies show that, compared with enterprises with normal production capacity, the overcapacity reduction effect of export trading activities carried out by overcapacity enterprises is more obvious. Due to the long period of manufacturing capacity construction, the export of undercapacity enterprises is not conducive to the elimination of excess capacity. The research conclusions of this paper have important implications for how governments and enterprises can formulate strategic policies to alleviate excess capacity based on the perspective of export trade in the context of international capacity cooperation.

Key words: International Capacity Cooperation; Overcapacity; Export trade