

中国对外直接投资化解产能过剩的实证研究

戴姣¹, 曹梅英^{2a,3}, 曹秋菊^{2b}

(1. 湖南邮电职业技术学院 人工智能学院, 长沙 410015;

2. 广西财经学院 a. 中国-东盟统计学院; b. 经济与贸易学院, 南宁 530003;

3. 澳门城市大学 商学院, 澳门 999078)

摘要:选取产能过剩指数为被解释变量,以对外直接投资(OFDI)比重为解释变量,以研发投入比重和出口贸易比重为中介变量,以经济发展水平、市场化程度和政府干预程度为控制变量,基于中介效应模型,采用分步估计法,实证检验对外直接投资化解产能过剩的作用效应。结果表明:在对外直接投资通过研发投入对产能过剩的影响机制中,以直接效应为主,间接效应的影响相对较小;在对外直接投资通过出口贸易对产能过剩的影响机制中,直接效应与间接效应大致相同,间接效应的影响低于直接效应。

关键词:对外直接投资;产能过剩;中介效应;分步估计法

中图分类号:F832.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2022)09-0038-20

一、引言

20世纪90年代以来,产能过剩问题在中国传统制造业领域开始显现。自2008年美国次贷危机引发全球金融危机之后,中国的产能过剩问题进一步恶化。从各个方面的调查可以看出,中国的产能过剩形势已经十分严峻,其变化可以概括为:从潜在阶段性的产能过剩转化为实际长期性的产能过剩;从低端的、局部性的产能过剩转变为高端的、全局性的产能过剩。这势必会造成市场的恶性竞争,企业破产增加,更多工人失业与银行不良资产增加,能源与资源瓶颈约束加剧,生态环境恶化等系列问题;直接危及产业的健康发展,乃至影响到民生的改善与社会稳定大局,成为中国经济发展的障碍,是一个必须解决的问题。从发达国家的成功经验来看,通过对外直接投资(OFDI)以实施产业的国际转移是促进产业结构升级、消化过剩产能、缓解资源短缺的有效途径。中国对外直接投资是否对化解产能过剩产生了影响?如果是,那么其影响效应是完全直接效应、完全中介效应还是两者兼而有之?本研究以产能过剩指数为被解释变量,采用中国30个省份(不包括港澳台和西藏)的面板数据进行实证检验。

二、文献综述

国内外学者从不同视角对导致产能过剩的原因进行了研究,归纳学者们的研究成果,发现主要源于市场和政府两个层面的原因。关于市场方面原因的研究,垄断竞争市场(Chamberlin, 1933)^[1]、寡头垄断竞争市场(Wenders, 1971)^[2]等都会对产能过剩造成不同程度的影响。Hilke(1984)^[3]认为企业

收稿日期:2022-04-06

基金项目:广西哲学社会科学规划研究课题“新发展格局下广西对外贸易高质量发展问题研究”(21FJL008);广西财经学院博士科研启动经费课题“新形势下国家经济安全与我国对策研究”(201908);广西财经学院陆海经济一体化协同创新中心研究项目“新形势下广西北部湾经济区与东盟经贸合作研究”(2020C08)

作者简介:戴姣(1988-),女,湖南长沙人,湖南邮电职业技术学院人工智能学院讲师,硕士,研究方向为国际商务管理与高教管理;曹梅英(通讯作者)(1976-),女,湖南南县人,广西财经学院中国-东盟统计学院讲师,澳门城市大学商学院博士研究生,研究方向为发展经济学;曹秋菊(1969-),女,湖南衡阳人,广西财经学院经济与贸易学院教授,博士,硕士生导师,研究方向为世界经济理论与投资。

进入市场的自由程度与产能过剩之间存在负相关关系。徐齐利(2021)^[4]认为市场经济中的注册制和审批制导致行业出现产能过剩在性质上是一样的、而在程度上有所不同,为繁荣市场和壮大行业,准许比老企业效率更高的新企业进入市场,则审批制较注册制导致老企业出现更为严重的产能产出维持、实际产出收缩的产能过剩,导致行业出现更为严重的产能产出扩张大于实际产出扩张的产能过剩。关于政府方面原因的研究,曹建海(2002)^[5]认为在中国目前的官员晋升制度下,官员在职期间的晋升与地方政绩密不可分,地方政府在追求政绩的过程中忽视投资效率,导致重复投资和产能过剩。张亚斌等(2018)^[6]结合中国特有的制度环境和信息不对称市场环境,建立了两期不完全信息的动态博弈模型,探索地方补贴性竞争对中国产能过剩影响的新机制。徐齐利等(2019)^[7]认为政府补贴导致行业产能过剩,通过建立博弈模型,从短期不稳定均衡和长期稳定均衡角度,依次分析了生产补贴、投产补贴和购置补贴等三种政府补贴模式导致的行业产能过剩的内在机制。孟昌和李词婷(2021)^[8]采用脉冲响应函数探究了经济增长以及政府补贴、金融支持等制度性因素对产能过剩的冲击,利用方差分解方法测算了各影响因素对产能过剩的“贡献度”,发现制度性因素在导致产能过剩症结中的作用很强。

有关产能过剩问题的治理措施,学者们主要基于国内和国际两个视角提出建议。基于国内视角的研究,陈俊龙和牛月(2018)^[9]、王贤彬和陈春秀(2020)^[10]、颜晓畅和黄桂田(2020)^[11]、何小钢等(2021)^[12]、杨桐彬等(2021)^[13]以及马永军等(2021)^[14]学者从政治经济体制机制改革、国家宏观政策调控与充分发挥市场机制作用、增加科技与创新投入以提升产业结构、强化企业治理、区域一体化、税收优惠政策等方面提出了对策建议;皮建才和范衍玮(2021)^[15]认为畅通国内大循环、形成国内大市场能够有效化解体制性产能过剩,而加强地区间的政策协调性对畅通国内大循环具有积极作用。陈晓珊和刘洪铎(2016)^[16]、刘航和孙早(2017)^[17]、王月升等(2018)^[18]以及傅少伟(2020)^[19]等学者认为随着中国经济步入新常态,国内市场趋向饱和,仅仅依靠国内市场和国家相关政策措施不可能完全化解产能过剩矛盾,需要结合“走出去”战略和“一带一路”倡议建设,通过国际市场来消化国内部分过剩产能。

有关对外直接投资与产能过剩关系的研究。早期的宏观国际投资理论,主要包括 Kojima(1978)^[20]的“边际产业扩张论”、Dunning(1981)^[21]的“投资发展周期理论”、Wells(1983)^[22]的“小规模技术优势理论”、Cantwell 和 Tolentino(1990)^[23]的“技术创新产业升级理论”等,都直接或间接地涉及到对外直接投资与投资国产业结构升级、过剩产能向国外转移的关系。Franco(2013)^[24]通过对外直接投资与出口贸易之间的关系来阐述产业转移对投资国产业结构调整与经济的影响;Chung(2014)^[25]研究了环境规制如何影响对外直接投资的产业转移模式。随着“一带一路”倡议的提出,不少学者开始关注对外直接投资化解中国过剩产能矛盾的作用,并主要从定性和定量两个方面展开研究。从定性研究看,张先锋等(2017)^[26]提出随着逆全球化和贸易保护主义的兴起以及国际贸易不确定性的增加,中国出口环境在短期内难以得到较大改善。因此,中国应当遵循对外直接投资快速发展的趋势,以实施“一带一路”倡议为切入点,进一步鼓励企业参与对外直接投资,扩大国际产能合作,以实现减少产能过剩和优化产业结构的双赢目标。赵文报和李英(2018)^[27]分析了“走出去”化解钢铁行业过剩产能的可能性与现实机遇以及发达国家的历史经验借鉴,提出钢铁企业“走出去”的区位和路径选择。迟歌(2018)^[28]分析了中国通过“一带一路”倡议缓解过剩产能存在的优势和面临的挑战,并就如何发挥“一带一路”投资缓解过剩产能作用提出了相关政策建议。从定量研究看,温湖炜(2017)^[29]采用倍差法考察对外直接投资是否能够缓解企业的过剩产能,得出的结论是肯定的;并进一步对 OFDI 的规模效应与滞后效应进行了检验,得出的结论是:对外直接投资规模对化解过剩产能有积极的正向影响,OFDI 目标国家越多,产能过剩指数越低。刘磊等(2018)^[30]采用系统 GMM 实证分析了中国对“一带一路”沿线国家直接投资以及其他因素对产能利用率的影响。刘建勇和江秋丽(2019)^[31]以沪深 A 股上市公司海外并购数据为研究样本,从微观企业层面对技术创新在海外并购与产能过剩之间的中介作用进行实证检验。吕萍和刘小猛(2020)^[32]实证分析了对外直接投资对产能过剩的化解作用,研究发现对外直接投资的企业,产能利用率比投资之前有所提升,过剩产能得到化

解,但是不同动机的企业对外直接投资化解产能过剩的效果不同。Chen等(2021)^[33]将碳减排要求纳入产能利用损失(CUL)估算,采用Tobit回归模型考察了中国对外直接投资(OFDI)对CUL及其构成的影响,发现中国对外直接投资促进了沿线国家设备利用率的提高。

关于“对外投资与母国产业结构升级、过剩产能的国际转移”问题的国内外研究成果,为本文的理论研究和定量分析提供了重要参考与启示;国外针对“对外投资与投资国产业转移、化解产能过剩”的研究文献较少,并且研究大多着眼于世界范围或研究者本国的问题,缺乏深度、系统性和针对性。中国针对“产能过剩问题”的研究文献相对较多,但大多是从国内角度分析问题并寻找解决问题的办法,站在国际视角研究化解产能过剩矛盾的文献较少。

三、理论分析与研究假设

对外投资化解产能过剩的作用机理主要有直接效应和间接效应两种渠道。产业转移(即国内投资替代)能够直接减缓企业在国内扩张产能。出口创造可以直接增加企业产品的外部需求,从而在需求侧提升产能利用效率,是对外投资化解产能过剩的间接渠道;对外投资的技术创新效应主要是通过提升企业对行业前沿技术的利用水平与企业产品质量的提高,进而提升企业的产能利用率,这也成为对外投资化解过剩产能的间接渠道。

(一)对外直接投资对化解产能过剩具有直接作用的理论分析

日本经济学家Akamatsu(1935)提出的雁行模式理论、阿根廷经济学家Prebisch(1949)提出的中心-外围理论、美国经济学家Vernon(1966)提出的产品生命周期理论以及Lewis(1978)提出的劳动密集型产业转移论,都直接或间接地部分阐述了产业转移效应,但是这些理论都较为笼统。有关对外投资对国际产业转移效应进行详细论述的是Kojima(1978)的边际产业扩张论,该理论认为边际产业的国际转移是一国对外直接投资的一个重要动因。通过对外直接投资,将国内已失去比较优势的产业转移到国外,转化为具有比较优势的产业,从而延长产业比较优势发挥作用的时间。相对于其他产业,中国工业取得了长足的发展,生产技术和管理模式相对成熟,面临人口红利逐渐消失和环境污染控制成本的上升,中国大多数工业产业已经或将处于比较劣势,但是相对于其他发展中国家,这些行业仍有比较优势,因此,中国可以通过对外直接投资将这些工业产业转移到东南亚、中亚、南亚以及非洲等的国家和地区,这样既延长了这些工业产业的生命周期,又扩大了国内新兴产业的发展空间,更有助于化解过剩产能。因此提出如下假设:

假设1:对外直接投资对化解产能过剩有直接作用。

(二)对外直接投资对化解产能过剩具有间接作用的理论分析

1. 对外直接投资的出口创造效应

小岛清的边际产业扩张理论认为,对外直接投资与出口贸易之间不是相互替代的关系,而是一种创造与互补的关系。因此,一国对外直接投资有助于产品的出口。对于发达国家而言,依据小岛清的边际产业扩张理论,许多发达国家将大部分耗能高、污染重的制造业转移到其他发展中国家,因此,发达国家国内所需的制造业产品大多依赖于进口;对于发展中国家而言,因为中国是世界上最大的发展中国家,这个“大”不仅意味着人口多、地域广,更是意味着实力强,中国制造业能够生产出其他发展中国家所不能生产的产品,具有一定比较优势。对外直接投资规模的扩大有利于出口规模的扩大,出口规模扩大是产能输出的间接效应,能够在需求侧提升中国的产能利用率,降低产能过剩指数,进而缓解产能过剩问题。此外,为了追求利润,受产品销量增加的刺激,企业将进一步扩大生产规模,并积极引进人才,增加生产技术投入,提高劳动生产效率,改善产品质量,降低生产成本,从而提升设备和资本的利用率,进一步解决产能过剩。

2. 对外直接投资的技术创新效应

技术创新主要影响生产环节中的产能过剩。当某一企业的生产技术取得进步时,该企业生产出来的产品在市场竞争中具有其他企业不具备的竞争优势。根据波特的国际竞争优势理论,在相当长

一段时间内,该企业在同类产品中都占据优势地位,为了打破这个模式,生产同类产品的企业会积极研发新技术,以谋求获得更多的利润,这样就提高了整个产业内的生产效率,从而促进产业内产能得到更加合理的利用。美国经济学家 Hirschman 和 Sirkin(1958)^[34]认为产业之间存在前向关联与后向关联。前向关联是指企业为了生产和经营活动所投入要素而产生对其他企业生产需求的一种产业链内的下游到上游的关系。当下游企业生产效率提升、规模扩大时,上游企业的投入要素需求自然会增加。后向关联是指某一产业的产成品成为其他产业的投入要素而发生的产业链之间的上游到下游的关系。在后向关联中,企业生产出的产品是作为另一产业投入品的中间产品或初级产出品,当处于上游链条中的企业生产出高附加值产品时,就会对下游企业的选择提出更高要求,会在下游企业中挑选生产效率较高的企业进行合作,这样在一定程度上能够促进企业的优胜劣汰,淘汰部分落后过剩产能。通过产业前后关联效应,能够促进产业间生产效率的提升,从而推动产业间的产能得到更为合理的利用。Kogut 和 Chang(1991)^[35]研究发现,发展中国家通过对外直接投资可以近距离接近技术领先国家的前沿技术,不仅可以促使企业加快对国外先进技术的模仿,而且有助于企业实现技术赶超。

蔡跃洲和付一夫(2017)^[36]认为中国产能过剩较为严重的行业普遍存在技术停滞或倒退现象,而随着中国供给侧结构性改革的不断深化,化解中国产能过剩的重要方式是提高企业的全要素生产率以及技术进步水平。李后建和张剑(2017)^[37]认为无论是企业的产品创新还是工艺创新都能够有效提高企业产能利用率,因此,企业技术创新是化解产能过剩的有效途径。中国国际化水平的提高以及对外直接投资战略的推进,为提升中国企业的技术水平提供了机遇。对外直接投资企业为了提高自身竞争力,往往需要在创新研发上投入更多资金,从而促进国内企业技术进步,提供更多更加适应市场需求的优质产能。因此,对外直接投资会通过技术进步效应进一步传递到中国产能过剩行业,从而对中国产能过剩的化解产生积极影响。杨振兵(2015)^[38]认为国际市场竞争还会加剧企业技术创新,提升企业对先进前沿技术的利用水平和提高企业的产品竞争力。刘建勇和江秋丽(2019)^[31]通过实证分析表明,跨国并购能够有效缓解企业产能过剩。跨国并购提高了企业技术创新能力,技术创新在跨国并购缓解企业产能过剩过程中具有显著的中介效应。

技术创新对产能过剩的影响也可以延伸到流通环节。企业生产技术的改进不仅可以提高生产效率,而且也可以促进产品质量的提高,增加产品的技术含量和附加值。随着经济全球化和区域经济一体化的深入发展,社会生产力获得了进一步的提升,人们对产品的需求也逐渐变化,国内外市场产品需求结构也会改变,仅经过初级加工且附加值较低的产品已经不能完全满足人们的需求,高附加值和高技术含量的产品在国内外市场需求中所占比重逐年增加。在中国,高附加值和高技术含量的产品更受到消费者的欢迎,往往出现供不应求的局面;在国际上,高附加值和高技术含量的产品更符合国际市场的需要,能够在激烈竞争的国际市场中占有一席之地。中国是世界上最大的进出口贸易国,每年的出口贸易量相当可观,生产技术的改进能够显著提升中国出口商品的技术含量和附加值,使其更加符合国际市场需求,直接输出部分产能,提升需求侧的产能利用率。因此提出如下假设:

假设 2:对外直接投资对化解产能过剩有间接作用。

四、变量选取与数据说明

(一)被解释变量

产能过剩指数(EXCA)。选取产能过剩指数来衡量产能过剩状况,数据由作者采用下述方法测算得到。基于 Kirkley 等(2002)^[39]的研究成果,衡量产能过剩的一项重要指标是产能过剩指数(EXCA),可表示为产能利用率的倒数,即潜在产出与实际产出的比值;另外,产能过剩指数是一个单调函数,与产能利用率呈相反方向变动,即产能过剩指数越大,产能利用率越低,产能过剩程度越严重;产能过剩指数越小,产能利用率越高,产能过剩程度越低。测算的产能过剩包含了生产环节和销售环节两个层面的产能过剩,故产能利用率的值等于市场实际需求与潜在生产能力的比值。

根据 Battese 等(1995)^[40]的观点,在生产过程中生产技术效率(TE_i)的损失是不可避免的,因此,

生产技术效率 = 行业实际产出 / 行业潜在生产能力, 即:

$$TE_i = Y_{p,i} / E[Y_{p,i}] \quad (1)$$

根据上文所述可知, 产能利用率 = 市场实际需求 / 潜在生产能力, 即:

$$CU_i = Y_{d,i} / E[Y_{p,i}] \quad (2)$$

将式(1)和式(2)进行整理, 可得到:

$$CU_i = TE_i \times Y_{d,i} / Y_{p,i} \quad (3)$$

$$\text{因此, } EXCA_i = \frac{1}{CU_i} = \frac{Y_{p,i}}{TE_i \times Y_{d,i}} \quad (4)$$

其中, i 表示省份, CU_i 表示产能利用率, $Y_{d,i}$ 表示某一省份的实际市场需求, $Y_{p,i}$ 表示某一省份的实际产出, TE_i 表示技术效率, $EXCA_i$ 表示产能过剩指数。从式(3)中可知, 某一行业的产能利用率实际上由两个部分组成: 一部分是行业中的生产技术效率 TE_i , 当实际产出未达到最佳生产量, 即实际产出小于潜在产出时, 则出现了供给端的产能过剩; 另一部分是 $Y_{d,i}$ 与 $Y_{p,i}$ 的比值, 即行业生产的产品在消费端的产能利用率, 当产出大于实际市场需求时, 则会出现需求侧的产能过剩。

Aigner 等(1977)^[41] 最早提出了生产函数随机前沿法(SFA), 供给侧产能利用率测算模型的一般函数形式为:

$$y_i = f(k, l, \beta) \xi_i e^{v_i} \quad (5)$$

其中, k 和 l 分别表示资本和劳动投入, β 表示待估参数, ξ 为综合技术水平, $e^{v_i} > 0$ 为随机冲击。随后, Battese 等对该模型进行了改进, 并构建了超越对数生产函数形式, 即考虑了时间因素, 并且认为技术效率会随着时间的变化而有所变动。采用超越对数生产函数法测算 2001—2019 年中国 31 个省份(不包括港澳台, 下同)的产能利用率, 具体模型设定如下:

$$\ln y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 t + \frac{1}{2} \beta_2 t^2 + \beta_3 \ln k_{i,t} + \beta_4 \ln l_{i,t} + \beta_5 t \ln k_{i,t} + \beta_6 t \ln l_{i,t} + \frac{1}{2} \beta_7 \ln k_{i,t} \ln l_{i,t} + \frac{1}{2} \beta_8 (\ln k_{i,t})^2 + \frac{1}{2} \beta_9 (\ln l_{i,t})^2 + v_{i,t} - u_{i,t} \quad (6)$$

$$u_{i,t} = u_i \exp[-\eta(t - T)] \quad (7)$$

$$\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2) \quad (0 \leq \gamma \leq 1) \quad (8)$$

$$CU_{i,t} = \frac{E[f(x_{i,t}, \beta) \exp(v_{i,t} - u_{i,t})]}{E[f(x_{i,t}, \beta) \exp(v_{i,t} - u_{i,t}) | u_{i,t} = 0]} = \exp(-u_{i,t}) \quad (9)$$

其中, y 表示产出, i 表示省份, t 表示时间, k 和 l 分别表示资本和劳动投入, β 表示待估参数, η 表示技术效率指数 $u_{i,t}$ 的变化率, γ 表示误差项中非效率因素所占比重。 u 和 v 为互相独立的两个随机误差项, 其中, $u_i \geq 0$ 为“无效率项”, 反映行业厂商 i 离效率前沿的距离, 且有 $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$, 但是在原点左边断尾, v 表示不可控因素冲击所造成的误差, 且有 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。式(8)中的 γ 是误差组合项模型能否成立的判定标准, 因为当非效率项 u 在残差中所占比重过小时, 对非效率项的研究就无太大意义。当 γ 的值接近于零时, 表示不可控因素的冲击导致实际产出与潜在产出的差距, 这时使用普通的 OLS 模型就可以估计出参数值; 当 γ 的值无限接近于 1 时, 表示随机非效率项 u 导致实际产出与潜在产出的差距, 普通的 OLS 模型无法提供非效率项 u 的值。采用 Frontier4.1 软件, 使用极大似然法对中国 31 个省份的工业产能利用率进行测算。

需求侧产能利用率等于实际市场需求与实际产出之比。采用工业销售总值表示实际市场需求, 采用工业总产值表示工业实际供给, 因此, 需求侧的产能利用率 = 工业销售总值 / 工业总产值。

结合供需两侧测算出的数据, 可以推算出 2001—2019 年中国 31 个省份包含供需两侧的产能过剩指数。

(二) 主要解释变量

对外直接投资比重(OFDI)。采用 2003—2019 年各省份非金融类对外直接投资存量与该省份工业生产总产值的比值表示, 各省份非金融类对外直接投资存量数据来源于历年《中国对外直接投资统计

公报》;各省份工业生产总值数据来源于《中国工业统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》,其中,2003—2011年的数据来源于《中国工业统计年鉴》,由于2011年以后《中国工业统计年鉴》不再提供各省份细分行业的工业总产值数据,因此2012—2019年各省份的工业总产值数据来源于《中国城市统计年鉴》中公布的各省份规模以上工业总产值(全市)。

(三) 中介变量

研发投入比重(*RD*)。根据杨振兵(2015)^[38]的研究,研发投入比重的增加有利于促进技术水平提升;而技术水平的提升又促进了供给侧产能利用水平的提高,进而提高了产品质量,增强了产品的市场竞争力,促进了需求侧产能利用水平的提高。因此,选取中国各省份研究与实验发展(R&D)经费内部支出与各省份工业生产总值的比值作为中介衡量指标。2003—2019年中国各省份研究与实验发展(R&D)经费内部支出数据来源于历年《中国科技统计年鉴》;各省份工业生产总值数据来源于《中国工业统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》,其中,2003—2011年的数据来源于《中国工业统计年鉴》,由于2011年以后《中国工业统计年鉴》不再提供各省份细分行业的工业总产值数据,因此2012—2019年各省份的工业总产值数据来源于《中国城市统计年鉴》中公布的各省份规模以上工业总产值(全市)。

出口贸易比重(*EX*)。对外出口贸易规模的扩大会对出口国的产品需求产生影响,进而影响到需求侧的产能利用率。因此,选取2003—2019年各省份接收发货人所在地的货物出口额与各省份规模以上工业生产总值的比值作为衡量指标。各省份接收发货人所在地货物出口额的数据来源于《中国统计年鉴》;对于各省份规模以上工业企业生产总值,2003—2011年的数据来源于《中国工业统计年鉴》,由于2011年以后《中国工业统计年鉴》不再提供各省份细分行业的工业总产值数据,因此2012—2019年各省份的工业总产值数据来源于《中国城市统计年鉴》中公布的各省份规模以上工业总产值(全市)。

(四) 控制变量

参考张超(2018)^[42]的相关研究,使用的控制变量主要有经济发展水平(*GDP*)、市场化程度(*MAR*)和政府干预程度(*GOV*),具体衡量方法如下:

经济发展水平(*GDP*)。产能利用率通常与经济发展水平呈正向关系。当经济发展处于上升或者繁荣阶段时,市场需求旺盛,从而产能利用率也较高;当经济发展处于下降或者衰退阶段时,产能利用率通常会较低。采用2003—2019年各地区国内生产总值同比表示经济发展程度,数据来源于《中国统计年鉴》。

市场化程度(*MAR*)。市场化进程对于产能过剩程度具有一定影响,市场化程度较高的地区,产能利用率也较高,反之产能利用率较低。采用2003—2019年各地区市场化进程总得分表示该地区的市场化程度,数据来源于樊纲等编写的《中国市场化指数》。

政府干预程度(*GOV*)。在对地方政府官员以在位政绩进行考核的制度背景下,地方政府往往倾向于通过提高当地能够带来经济效益的行业投资比重从而带动经济发展,而这些行业往往与产能过剩行业联系紧密,因此政府干预程度高的地区往往产能过剩情况较为严重。使用2003—2019年各地区地方公共财政支出与GDP的比值表示地方政府干预程度,数据来源于《中国统计年鉴》。

鉴于西藏自治区的对外直接投资流量数据缺失太多,因此将上述变量中西自治区的数据予以剔除(港澳台也不包含在内),只考察中国内地30个省份的情况。以上数据均采用对数化处理。

各变量的描述性统计见表1。

表1 变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本数	均值	方差	最大值	最小值
被解释变量	产能过剩指数	<i>EXCA</i>	510	0.32	0.21	0.93	-0.07
核心解释变量	对外直接投资比重	<i>OFDI</i>	510	-7.05	1.67	-2.87	-13.82

表1(续)

变量类型	变量名称	变量符号	样本数	均值	方差	最大值	最小值
中介变量	研发投入比重	<i>RD</i>	510	13.41	1.40	16.25	9.38
	出口贸易比重	<i>EX</i>	510	-2.43	0.85	-4.36	-0.51
控制变量	经济发展水平	<i>GDP</i>	510	2.40	0.23	2.99	1.01
	市场化程度	<i>MAR</i>	510	1.77	0.28	2.38	0.95
	政府干预程度	<i>GOV</i>	510	-1.66	0.40	0.48	-2.55

五、模型构建与估计方法

(一)模型描述

本文主要分析对外直接投资对化解产能过剩的影响机制,重点分析研发投入比重与出口贸易比重的中介效应。采用温忠麟等(2004)的分步估计法分析对外直接投资通过研发投入比重与出口贸易比重两个中介变量对产能过剩指数的影响。采用分步估计法验证中介效应,每个回归方法的误差项可能存在相关性,为此,结合广义矩(GMM)估计以消除模型可能存在的内生性问题。

首先,为了检验对外直接投资对化解产能过剩的综合影响,不考虑研发投入和出口贸易两个因素,构建基本回归模型如下:

$$EXCA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 OFDI_{it} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j Z_{it}^j + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,*i*代表省份,*t*代表时间,*EXCA_{it}*为被解释变量,表示第*i*个省份在时间*t*的产能过剩指数,反映产能过剩情况。*OFDI_{it}*为主要解释变量,表示第*i*个省份在时间*t*的对外直接投资比重。*Z_{it}^j*为控制变量,表示第*i*个省份在时间*t*的经济发展水平、市场化程度与政府干预程度。*μ_i*和*γ_t*分别表示个体固定效应和时期固定效应,用以描述指标度量的地区特征和时期特征。*ε_{it}*为误差项,假定服从白噪声序列。根据理论分析,对外直接投资比重越大,其对化解产能过剩的影响越大,产能过剩指数就会越小,因此,预期*α₁*显著为负。

其次,考察研发投入与出口贸易在对外直接投资影响产能过剩指数中的中介作用。检验主要由以下步骤完成:第一步,以地区研发投入比重(*RD*)和出口贸易比重(*EX*)为被解释变量,对外直接投资*OFDI*为核心解释变量,检验对外直接投资对研发投入和出口贸易的影响;第二步,以产能过剩指数(*EXCA*)为被解释变量,地区研发投入比重(*RD*)和出口贸易比重(*EX*)为核心解释变量,进而检验地区研发投入和出口贸易对产能过剩指数的影响。对应的面板模型设定如下:

$$RD_{it} \text{ or } EX_{it} = \beta_0 + \beta_1 OFDI_{it} + \sum_{j=1}^3 \beta_j Z_{it}^j + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$EXCA_{it} = c_0 + c_1 RD_{it} \text{ or } EX_{it} + \sum_{j=1}^3 c_j Z_{it}^j + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

根据理论分析,预期*β₁*显著为正且*c₁*显著为负,也就是对外直接投资对地区技术创新和出口贸易创造效应有正向影响,从而有助于降低产能过剩指数。

最后,为检验研发投入与出口贸易的中介效应是否为完全中介效应,即是否存在对外直接投资对化解产能过剩影响的直接效应,构建如下面板模型:

$$EXCA_{it} = \delta_0 + \delta_1 OFDI_{it} + \delta_2 RD_{it} \text{ or } EX_{it} + \sum_{j=1}^3 \delta_j Z_{it}^j + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中,如果*δ₁*和*δ₂*均显著为负,且*δ₁*的绝对值小于模型(10)中*α₁*的绝对值,则对外直接投资通过直接影响和间接影响两个层面对产能过剩产生影响,且研发投入与出口贸易是部分中介变量。如果对外直接投资的系数*δ₁*不显著,则研发投入比重和贸易出口比重可视为完全中介变量。

(二)内生性处理

对于中介变量模型,如果解释变量和中介变量可能是内生变量,则可以通过对解释变量与中介变量分别寻找工具变量进行估计,但是 Dippel 等(2020)^[43]证明只需要一个工具变量,即在中介效应各模型中采用两阶段最小二乘法就可以估计因果中介效应。本文的中介变量研发投入,理论上受到科研部门规划的影响,其应该为严格的外生变量。但是另一个中介变量出口贸易,其与对外直接投资可能存在双向因果关系,也即大规模的出口贸易可能推动对外直接投资,反之,对外直接投资也会带动出口贸易的增加。因此,中介变量出口贸易具有较强的内生性。

基于此,对于对外直接投资-研发投入-产能过剩的中介影响机制,本研究认为研发投入是外生变量,但是考虑到各模型可能存在的其他内生性及异质性问题,同时也为了回归结果更为稳健,还是采用广义最小二乘法(GLS)与动态 GMM 估计消除可能存在的内生性与异方差影响。GMM 工具变量选择主要解释变量的滞后 1-2 期作为工具变量,并将控制变量视为外生变量。同时对误差项进行一阶与二阶自相关检验,以及工具变量的过度识别检验。

对于对外直接投资-出口贸易-产能过剩的中介影响机制,本研究认为出口贸易为内生变量,基于 Dippel 等(2020)^[43]的方法,对模型采用工具变量运用两阶段最小二乘法进行估计,同时也报告 OLS 的估计结果。选取人民币对美元汇率作为出口贸易及对外直接投资的工具变量,这是因为:一方面,人民币对美元汇率具有严格的外生性;另一方面,人民币对美元汇率与出口贸易密切相关,同时人民币汇率与对外直接投资也具有相关性。在进行实证检验之前,采用 Hausman 检验对面板模型の設定形式进行确认,结果显示模型应为双向固定效应模型。

(三)典型事实分析

图 1 为对外直接投资通过技术创新效应与出口贸易创造效应影响产能过剩的典型事实。由图 1 可知,对外直接投资与研发投入比重和出口贸易比重存在明显的正相关关系,而研发投入比重和出口贸易比重与产能过剩指数之间存在明显的负相关关系。因此,提升对外直接投资比重,可以促进产能过剩指数的下降,有助于化解产能过剩。以上典型事实仅为初步的定性分析,为了得到更可靠的结论,需要综合考虑各方面的因素,采用实证模型进行检验。

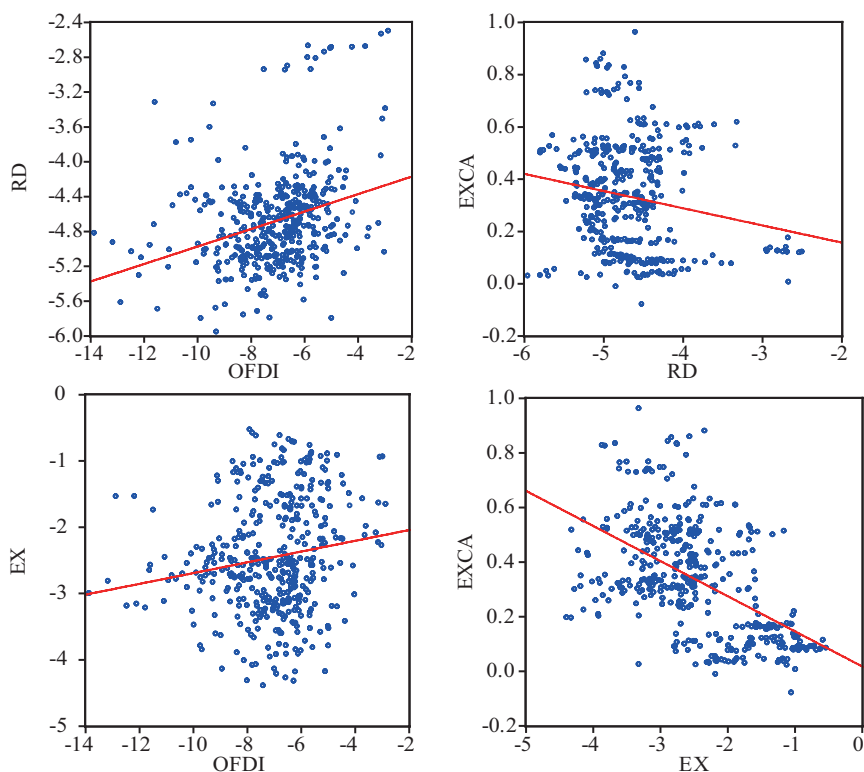


图 1 典型事实分析

六、实证结果与分析

(一) 基准回归

采用 LIC、IPS、Fisher - ADF 和 Fisher - PP 四种方法对各变量进行平稳性检验。结果显示,除产能过剩指数 EXCA 与对外直接投资流量 OFDI 是平稳序列外,其他变量的一阶差分均为平稳序列。由此可见,模型中所有序列均为同阶单整,其线性组合可能存在协整关系。因此,分别采用 Pedroni (1999) 提出的 panel - ADF、group - ADF、panel - v、group - rho 检验和 Kao (2000) 提出的 ADF 检验进行协整检验,结果显示变量之间存在长期协整关系。

1. 对外直接投资对产能过剩影响的综合效应

采用 OLS、GLS 和 SYS - GMM 三种方法对模型 (10) 进行参数估计,以分析对外直接投资 - 研发投入 - 产能过剩的中介影响机制中对外直接投资对产能过剩的影响,结果见表 2。在对外直接投资 - 研发投入 - 产能过剩的影响机制中,对比不同分析方法的结果,发现各个变量的系数存在一定差异,说明模型可能存在内生性问题与异方差问题。相对于 OLS 估计, SYS - GMM 的估计结果更具有稳健性,因此,以 SYS - GMM 估计结果作为其理论分析的基础。

同时采用 OLS 和 2SLS 两种方法对模型 (10) 进行估计,以分析对外直接投资 - 出口贸易 - 产能过剩的中介影响机制中对外直接投资对产能过剩的影响。在两阶段最小二乘法中,第一阶段的 F 值可以对弱工具变量进行检验,一般该值大于 10 即可以认为通过了检验。Dippel 等 (2020)^[43] 认为在使用工具变量进行中介模型检验中,为保守起见,第一阶段的 F 值如果大于 30,则可以认为不存在弱工具变量,各效应均能够通过检验。表 2 中第一阶段的 F 值远大于 30,可以认为本研究的工具变量是合理的。从表 2 中可以看出,在不同估计方法下,对外直接投资对产能过剩始终产生显著影响,并且该影响是稳健的。这一结果表明,增加对外直接投资能够显著降低产能过剩。验证了本文的假设 1。

各控制变量的影响与理论分析基本一致。经济发展水平与市场化指数在 1% 显著性水平上对产能过剩产生了负向影响,表明经济发展水平越高,其市场需求也越强,从而产能过剩指数越低;市场化水平提高,对资源配置及供给决定的市场机制作用越显著,从而产能过剩指数越低。但是政府干预程度对产能过剩呈显著的正向影响,说明地方政府为了应对国家政绩考核,往往倾向于通过提高当地能够带来良好经济效益的行业投资比重以带动经济发展,而这些行业往往与产能过剩行业联系紧密,因此政府干预程度越强,产能过剩将会越严重。

表 2 对外直接投资对产能过剩的影响

	OLS	GLS	SYS - GMM	2SLS
<i>L. EXCA</i>			0.028 ** (2.54)	
<i>OFDI</i>	-0.022 *** (-3.39)	-0.026 *** (-4.50)	-0.033 ** (-2.75)	-0.024 *** (-3.93)
<i>GDP</i>	-0.159 *** (-3.57)	-0.073 * (-2.28)	-0.283 ** (-2.70)	-0.076 *** (-2.77)
<i>MAR</i>	-0.356 *** (-7.20)	-0.325 *** (-7.43)	-0.398 *** (-6.61)	-0.385 *** (-6.69)
<i>GOV</i>	0.053 *** (3.48)	0.061 *** (5.90)	0.012 *** (4.27)	0.051 *** (3.46)
<i>Constant</i>	1.276 *** (9.51)	0.991 *** (9.90)	1.453 *** (5.31)	1.237 * (2.30)

表 2(续)

	OLS	GLS	SYS - GMM	2SLS
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	510	510	450	510
调整 R ²	0.377			0.412
AR(2)			0.126	
Hansen P 值			0.556	
工具变量数			20	
第一阶段 F 值				145.156***

注:*、**和***分别表示在1%、5%和10%水平上拒绝原假设;对于OLS,括号内数值为t值;对于GLS、GMM和2SLS,括号内数值为z值。

2. 对外直接投资对产能过剩影响的间接效应

上述分析主要是对外直接投资对产能过剩的综合影响,包括直接效应与间接效应。因此,对模型(11)和模型(12)进行估计,以检验对外直接投资对产能过剩是否存在间接影响,即研发投入与出口贸易的中介作用。表3报告了对外直接投资对研发投入与出口贸易的影响,表4报告了研发投入、出口贸易对产能过剩的影响。

由表3中的PanelA可知,采用不同估计分析方法均显示,对外直接投资对研发投入存在正向影响,其中,在OLS估计中通过了1%的显著性检验,而在GLS与SYS-GMM估计中通过了5%的显著性检验。说明随着对外投资的增加,研发投入比重会不断提升。在控制变量中,市场化指数与政府干预程度均产生了正向且显著性影响,而经济发展水平的影响也为正但不显著。进一步,由表3中的PanelB可知,2SLS的弱工具变量通过了检验,两种不同估计方法均显示,对外直接投资在1%显著性水平上对出口贸易产生了显著正向影响。这意味着增加对外直接投资可以提升出口贸易额。分析各模型的回归系数,发现对外直接投资对出口贸易的影响要远远大于其对研发投入的影响。在控制变量中,市场化指数与政府干预程度对出口贸易的影响显著为正,经济发展程度的影响也为正,但不完全显著。

表 3 对外直接投资对研发投入与出口贸易的影响

	PanelA:对外直接投资与研发投入			PanelB:对外直接投资与出口贸易	
	OLS	GLS	SYS - GMM	OLS	2SLS
<i>L. RD</i>			0.098** (2.48)		
<i>OFDI</i>	0.065*** (3.43)	0.043** (2.41)	0.016** (2.30)	0.181*** (6.83)	0.145** (5.48)
<i>GDP</i>	0.486 (0.75)	0.235 (0.39)	0.209 (0.43)	0.425* (2.43)	0.134 (0.97)
<i>MAR</i>	1.295*** (8.03)	0.991*** (7.09)	0.812*** (4.03)	1.946*** (9.22)	1.498** (2.52)

表3(续)

	PanelA: 对外直接投资与研发投入			PanelB: 对外直接投资与出口贸易	
	OLS	GLS	SYS - GMM	OLS	2SLS
<i>GOV</i>	0.671 *** (6.07)	0.338 *** (3.53)	0.336 * (2.16)	0.533 *** (3.59)	0.421 * (1.89)
<i>Constant</i>	-4.236 *** (-10.37)	-5.036 *** (-15.30)	-4.565 *** (-4.76)	-2.758 *** (-5.23)	-6.021 *** (-6.88)
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
样本量	510		450	510	510
调整 R ²	0.202			0.145	0.275
AR(2)			0.756		
Hansen P 值			0.414		
工具变量数			20		
第一阶段 F 值					126.38 ***

注: *、**和***分别表示在1%、5%和10%水平上拒绝原假设;对于OLS,括号内数值为t值;对于GLS、GMM和2SLS,括号内数值为z值。

由表4可知,研发投入和出口贸易对产能过剩均存在显著负向影响,对比两者的系数,发现出口贸易对产能过剩的影响要大于研发投入对产能过剩的影响。结合表3,以SYS - GMM为研究基准,对比对外直接投资对研发投入与出口贸易的回归系数,可以发现对外直接投资通过研发投入对产能过剩的影响强度大约为-0.002,而通过出口贸易的影响强度大约为-0.012,后者大约为前者的6倍。由此可知,对外直接投资对产能过剩的影响具有间接作用,出口贸易创造效应对产能过剩的中介作用要大于技术创新效应。验证了本文的假设2。

表4 研发投入、出口贸易对产能过剩的影响

	PanelA: 研发投入与产能过剩			PanelB: 出口贸易与产能过剩	
	OLS	GLS	SYS - GMM	OLS	2SLS
<i>L. EXCA</i>			0.041 ** (2.14)		
<i>RD</i>	-0.031 ** (-2.25)	-0.023 ** (-2.23)	-0.132 *** (-9.26)		
<i>EX</i>				-0.095 *** (-8.71)	-0.084 ** (-2.35)
<i>GDP</i>	-0.146 ** (-3.15)	-0.039 (-1.17)	-0.235 ** (-3.13)	-0.193 *** (-4.61)	0.014 (0.92)
<i>MAR</i>	-0.437 *** (-8.38)	-0.435 *** (-10.75)	-0.596 *** (-15.12)	-0.176 *** (-3.56)	-0.253 (-0.95)
<i>GOV</i>	0.009 (0.23)	0.013 (0.49)	0.051 (1.36)	0.099 ** (2.82)	0.011 (1.03)

表4(续)

	PanelA:研发投入与产能过剩			PanelB:出口贸易与产能过剩	
	OLS	GLS	SYS - GMM	OLS	2SLS
<i>Constant</i>	1.576 *** (10.80)	1.283 *** (10.22)	2.482 *** (12.35)	1.056 *** (8.73)	0.312 (0.15)
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
样本量	510		450	510	
调整 R ²	0.343			0.345	0.356
AR(2)			0.139		
Hansen P 值			0.564		
工具变量数			20		
第一阶段 F 值					89.369

注:**和***分别表示在5%和10%水平上拒绝原假设;对于OLS,括号内数值为t值;对于GLS、GMM和2SLS,括号内数值为z值。

3. 研发投入与出口贸易的中介效应检验

在对外直接投资影响产能过剩的传导机制中,为检验研发投入与出口贸易是否为完全中介变量以及是否存在直接效应,将对外直接投资、研发投入以及出口贸易纳入同一模型中,得到方程(13),采用OLS、GLS和SYS - GMM三种方法进行回归分析,结果如表5所示。由表5可知,将对外直接投资纳入表5之后,研发投入与出口贸易的系数仍为负数,且通过了1%的显著性检验。此时,对外直接投资对产能过剩的影响均为负数,并且对外直接投资对产能过剩的影响系数数值略小于表2的回归系数,各回归方程中的Sobel Z统计量均统计显著,这表明对外直接投资对产能过剩有直接影响,并且研发投入与出口贸易是部分中介变量。以SYS - GMM为准,研发投入的中介效应占比为6.33%。以2SLS为准,出口贸易的中介效应占比为48.07%。

表5 研发投入与出口贸易的中介效应检验结果

	PanelA:研发投入与产能过剩			PanelB:出口贸易与产能过剩	
	OLS	GLS	SYS - GMM	OLS	2SLS
<i>L. EXCA</i>			0.026 ** (2.30)		
<i>OFDI</i>	-0.021 *** (-3.67)	-0.022 *** (-4.51)	-0.031 ** (-3.01)	-0.014 (-0.86)	-0.013 ** (-2.31)
<i>RD</i>	-0.032 ** (-2.77)	-0.024 ** (-2.59)	-0.131 *** (-6.51)		
<i>EX</i>				-0.093 *** (-5.89)	-0.083 *** (-3.45)
<i>GDP</i>	-0.138 ** (-3.15)	-0.067 * (-2.18)	-0.276 *** (-3.38)	-0.193 *** (-4.76)	-0.035 (-10.7)
<i>MAR</i>	-0.395 *** (-7.33)	-0.339 *** (-7.51)	-0.513 *** (-8.20)	-0.176 *** (-3.41)	-0.301 (1.33)

表5(续)

	PanelA:研发投入与产能过剩			PanelB:出口贸易与产能过剩	
	OLS	GLS	SYS - GMM	OLS	2SLS
<i>GOV</i>	0.033 (0.87)	0.052 (1.61)	0.033 (0.77)	0.107** (2.83)	0.053* (1.91)
<i>Constant</i>	1.413*** (9.28)	0.606*** (5.46)	2.183*** (7.32)	1.013*** (8.12)	1.251 (0.62)
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
样本量	510	510	450	510	
调整 R ²	0.381			0.359	0.396
AR(2)			0.226		
Hansen P 值			0.585		
工具变量数			21		
第一阶段 F 值					102.35
Sobel Z	-2.132**	-1.976**	-2.467**	-4.475***	-2.939***
中介效应	-0.002	-0.001	-0.002	-0.017	-0.012
中介效应占比	9.17%	4.48%	6.33%	54.59%	48.07%

注:*、**和***分别表示在1%、5%和10%水平上拒绝原假设;对于OLS,括号内数值为t值;对于GLS、GMM和2SLS,括号内数值为z值。

(二)稳健性检验

中国对外直接投资推动产业向外转移,这存在着阶段性影响。2008年,全球金融危机对中国的对外贸易产生了重要影响。2008年以后,随着金融危机影响的深入,中国经济进入了低速稳定增长的“新常态”阶段,对外直接投资规模也在加速扩张。因此,选取2008年作为分界点,分别考察2003—2008年和2009—2019年两个期间对外直接投资对产能过剩的影响,以此进行稳健性检验。与前文相同,对于对外直接投资—研发投入—产能过剩的中介影响机制,采用SYS-GMM方法进行回归分析,对于对外直接投资—出口贸易—产能过剩的中介影响机制,采用2SLS方法进行回归分析。分阶段检验结果见表6至表9。

表6 分阶段对外直接投资对产能过剩的影响

	2003—2008		2009—2019	
	SYS - GMM	2SLS	SYS - GMM	2SLS
<i>L. EXCA</i>	0.021** (2.23)		0.033*** (3.01)	
<i>OFDI</i>	-0.016** (-3.34)	-0.009*** (-2.89)	-0.057*** (-3.54)	-0.049*** (-3.56)
<i>GDP</i>	-0.005 (-0.37)	-0.011 (-1.02)	-0.203** (-2.35)	-0.175*** (-3.48)

表 6(续)

	2003—2008		2009—2019	
	SYS - GMM	2SLS	SYS - GMM	2SLS
<i>MAR</i>	-0.412 ** (-2.28)	-0.327 ** (2.42)	-0.254 ** (-2.97)	-0.201 *** (-2.98)
<i>GOV</i>	0.061 (1.17)	0.053 (1.28)	0.075 (1.09)	0.076 (1.51)
<i>Constant</i>	1.308 *** (4.37)	1.412 ** (2.43)	1.248 *** (3.35)	0.864 *** (5.37)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	120	180	270	330
调整 R ²		0.481		0.378
AR(2)	0.415		0.563	
Hansen P 值	0.526		0.612	
工具变量数	9		14	
第一阶段 F 值		178.362		106.321

注:**和***分别表示在5%和10%水平上拒绝原假设;对于GMM和2SLS,括号内数值为z值。

由表6可知,金融危机前后,对外直接投资对产能过剩的影响均显著为负,这与前面研究的结论一致,证明了本研究结论的稳健性。各控制变量的影响存在差异,在金融危机之前,经济发展水平与政府干预程度对产能过剩的影响不显著。这说明金融危机之前,可能产能过剩问题并不突出,经济发展程度对其影响不大。此外,金融危机之前,政府对经济干预的程度较低,可能对产能过剩的影响不大。

表 7 分阶段对外直接投资对研发投入和出口贸易的影响

	PanelA:对外直接投资与研发投入		PanelB:对外直接投资与出口贸易	
	2003—2008 SYS - GMM	2009—2019 SYS - GMM	2003—2008 2SLS	2009—2019 2SLS
<i>L. RD</i>	0.063 ** (2.27)	0.077 *** (4.25)		
<i>OFDI</i>	0.039 ** (2.63)	0.103 *** (5.75)	0.087 *** (3.45)	0.298 *** (7.13)
<i>GDP</i>	-0.764 *** (-3.51)	-0.227 ** (-2.52)	-0.741 *** (-3.65)	-0.204 (-1.24)
<i>MAR</i>	0.981 *** (3.49)	1.241 *** (7.08)	2.137 *** (8.59)	1.326 *** (4.65)
<i>GOV</i>	0.481 ** (2.61)	0.653 *** (4.57)	0.417 *** (2.96)	0.298 (1.28)

表7(续)

	PanelA: 对外直接投资与研发投入		PanelB: 对外直接投资与出口贸易	
	2003—2008 SYS - GMM	2009—2019 SYS - GMM	2003—2008 2SLS	2009—2019 2SLS
<i>Constant</i>	-2.365 *** (-4.02)	-3.698 *** (-10.28)	-2.587 *** (-2.98)	-2.698 *** (-4.36)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	120	180	270	330
调整 R ²			0.502	0.489
AR(2)	0.325	0.413		
Hansen P 值	0.578	0.622		
工具变量数	9	14		
第一阶段 F 值			92.321	158.673

注: ** 和 *** 分别表示在 5% 和 10% 水平上拒绝原假设; 对于 GMM 和 2SLS, 括号内数值为 z 值。

由表 7 可知, 金融危机前后, 对外直接投资对研发投入的影响均显著为正, 但数值上有较大提升, 这也说明了面对金融危机的冲击, 中国一方面通过对外直接投资来摆脱危机的影响, 另一方面通过研发投入促进产业升级, 这使得金融危机之后的影响显著为正。金融危机之后对外直接投资对出口贸易的影响系数要大于危机之前的系数。对外直接投资对研发投入与出口贸易的影响方向并未因金融危机而改变, 金融危机之后, 由于国家采取了一系列措施来降低金融危机的影响, 这直接导致金融危机之后对外直接投资对研发投入及出口贸易的影响均大于危机之前。这同样是研发投入、出口贸易对产能过剩的影响在金融危机前后存在差异的原因, 并且金融危机之后的影响效应大于金融危机之前, 详见表 8。

表 8 分阶段研发投入、出口贸易对产能过剩的影响

	PanelA: 研发投入与产能过剩		PanelB: 出口贸易与产能过剩	
	2003—2008 SYS - GMM	2009—2019 SYS - GMM	2003—2008 2SLS	2009—2019 2SLS
<i>L. EXCA</i>	0.036 *** (2.97)	0.057 *** (4.75)		
<i>RD</i>	-0.027 ** (2.36)	-0.035 *** (2.97)		
<i>EX</i>			-0.052 *** (-5.03)	-0.091 *** (-6.58)
<i>GDP</i>	-0.013 (-0.58)	-0.135 ** (-2.46)	-0.085 (-0.91)	-0.115 *** (-3.15)
<i>MAR</i>	-0.381 *** (-5.43)	-0.298 *** (-5.78)	-0.211 ** (-2.36)	-0.105 *** (-3.01)

表 8(续)

	PanelA:研发投入与产能过剩		PanelB:出口贸易与产能过剩	
	2003—2008 SYS - GMM	2009—2019 SYS - GMM	2003—2008 2SLS	2009—2019 2SLS
<i>GOV</i>	0.018 (0.96)	0.034 (1.23)	0.125 (0.92)	0.112*** (2.87)
<i>Constant</i>	2.318*** (5.31)	3.016*** (7.28)	2.376*** (4.28)	1.872*** (5.37)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	120	180	270	330
调整 R ²			0.511	0.375
AR(2)	0.378	0.471		
Hansen P 值	0.526	0.657		
工具变量数	9	14		
第一阶段 F 值			95.639	112.369

注:**和***分别表示在5%和10%水平上拒绝原假设;对于GMM和2SLS,括号内数值为z值。

由表9可知,对于中介效应的检验,无论是在研发投入影响产能过剩机制中,还是在出口贸易影响产能过剩机制中,对外直接投资对产能过剩的影响均显著为负。这表明研发投入与出口贸易对产能过剩的影响在金融危机前后都是部分中介效应。通过分阶段回归分析,论证了本研究结论的稳健性。

表 9 分阶段研发投入与出口贸易的中介效应检验结果

	PanelA:研发投入与产能过剩		PanelB:出口贸易与产能过剩	
	2003—2008 SYS - GMM	2009—2019 SYS - GMM	2003—2008 2SLS	2009—2019 2SLS
<i>L. EXCA</i>	0.019** (2.11)	0.322*** (3.25)		
<i>OFDI</i>	-0.015** (-2.38)	-0.053*** (-4.82)	-0.004** (2.28)	-0.021*** (-3.25)
<i>RD</i>	-0.026** (2.28)	-0.036*** (5.98)		
<i>EX</i>			-0.054*** (-3.24)	-0.092*** (-6.57)
<i>GDP</i>	-0.022 (-1.23)	-0.172*** (-3.31)	-0.957 (-1.36)	-0.185*** (-3.34)
<i>MAR</i>	-0.536*** (-7.21)	-0.325*** (-4.33)	-0.214*** (-2.95)	-0.129 (-1.07)

表9(续)

	PanelA:研发投入与产能过剩		PanelB:出口贸易与产能过剩	
	2003—2008 SYS - GMM	2009—2019 SYS - GMM	2003—2008 2SLS	2009—2019 2SLS
<i>GOV</i>	0.035 (1.18)	0.053 (0.87)	0.072 (0.94)	0.213 ** (2.37)
<i>Constant</i>	1.808 *** (4.78)	2.353 *** (4.02)	2.365 *** (4.58)	1.697 *** (6.15)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	120	180	270	330
调整 R ²			0.614	0.458
AR(2)	0.354	0.436		
Hansen P 值	0.425	0.587		
工具变量数	10	15		
第一阶段 F 值			109.367	137.985
Sobel Z	-1.713 *	-5.754 ***	-2.368 **	-6.546 ***
中介效应	-0.001	-0.004	-0.005	-0.027
中介效应占比	6.32%	6.54%	54.01%	56.63%

注: *、**和***分别表示在1%、5%和10%水平上拒绝原假设;对于GMM和2SLS,括号内数值为z值。

七、结论与建议

根据实证检验,可得出以下结论:对外直接投资对化解产能过剩的影响存在直接效应和间接效应。具体而言:

第一,在对外直接投资通过研发投入影响产能过剩的机制中,直接效应占93.67%,间接效应占6.33%,以直接效应为主。在对外直接投资通过出口贸易影响产能过剩的机制中,直接效应占51.93%,间接效应占48.07%,间接效应稍低于直接效应。这说明中国通过外贸出口及市场寻求型对外直接投资对中国产能过剩的化解起到了更为重要的作用。由此可见,与寻求先进技术相比,中国企业开拓市场显得尤为重要。

第二,技术创新有助于化解中国过剩产能。然而,中国技术寻求型对外直接投资的占比偏小,企业也不太重视寻求先进技术的支持;再者,中国企业在很大程度上依赖于通过对外直接投资吸收和学习东道国的先进技术,自主创新能力不足,这对中国通过对外直接投资方式来化解国内产能过剩有一定不利影响,因此,对外直接投资企业应力争以自主创新的方式提高核心竞争力,从而化解过剩产能。

针对上述研究结果,提出如下对策建议:

第一,维持市场导向型对外直接投资规模,转移国内部分过剩产能。一方面,强化国内体制改革,通过进一步深化体制改革,充实和完善相关政策、财税政策等,构建防范和化解产能过剩的长效机制。例如:创新政府管理、营造公平环境、完善市场机制、建立起化解产能过剩的长效机制等。另一方面,注重开拓海外市场,利用海外市场来消化产能过剩矛盾,以战略性制度创新为开放型经济发展提供制度支持,促进“走出去”战略的实施,实现过剩产能的海外转移。推进“一带一路”建设,积极开

展国际产能合作,充分发挥投资化解过剩产能的替代作用。党的十九大报告明确指出,要“推动形成全面开放新格局”“创新对外投资方式,促进国际产能合作,形成面向全球的贸易、投融资、生产、服务网络,加快培育国际经济合作和竞争新优势”等,为中国推进国际化进程中促进产能合作奠定了基调。“一带一路”倡议的提出,为中国市场寻求型对外直接投资提供了更为广阔的市场。

第二,着力推进以技术为导向的对外直接投资战略,化解与淘汰部分过剩产能。一方面,通过加大对研发的投入,淘汰和整合一批落后产能,培育高端技术人才,推动企业与科研院所的沟通和交流,提高科研成果的转化率和利用率,进而推动企业技术创新和增加产业链附加值,促使一批企业通过技术创新焕发新的活力,产业竞争实力进一步增强,资源配置效率进一步提升,产业结构进一步优化,从而有效化解产能过剩矛盾,促进社会经济效益的提高。另一方面,通过对外直接投资的技术创新效应,提高产品质量和劳动生产率,淘汰低端产业,扩大高端产业,达到优胜劣汰的目标。有效化解产能过剩矛盾,实现资源优化配置,促进产业深化创新和转型发展。

参考文献:

- [1] Chamberlin E H. The Theory of Monopolistic Competition[M]. Cambridge:Harvard University Press,1933.
- [2] Wenders J T. Excess Capacity as A Barrier to Entry[J]. Journal of Industrial Economics,1971,20(1):14-19.
- [3] Hilke J C. Excess Capacity and Entry:Some Empirical Evidence[J]. The Journal of Industrial Economics,1984,33(2):233-240.
- [4] 徐齐利. 准入机制与产能过剩[J]. 产业经济评论,2021,(2):36-52.
- [5] 曹建海. 我国重复建设的形成机理与政策措施[J]. 中国工业经济,2002,(4):26-31.
- [6] 张亚斌,朱虹,范子杰. 地方补贴性竞争对我国产能过剩的影响——基于倾向匹配倍差法的经验分析[J]. 财经研究,2018,44(5):36-47,152.
- [7] 徐齐利,聂新伟,范合君. 政府补贴与产能过剩[J]. 中央财经大学学报,2019,(2):98-118,128.
- [8] 孟昌,李词婷. 宏观经济波动、制度性激励与产能过剩[J]. 北京工商大学学报:社会科学版,2021,36(5):114-126.
- [9] 陈俊龙,牛月. 市场不确定性、政府规制与产能过剩分析[J]. 软科学,2018,32(10):38-42.
- [10] 王贤彬,陈春秀. 中国产业政策对产能过剩的治理效应及机制研究[J]. 南方经济,2020,(8):17-32.
- [11] 颜晓畅,黄桂田. 政府财政补贴、企业经济及创新绩效与产能过剩——基于战略性新兴产业的实证研究[J]. 南开经济研究,2020,(1):176-198.
- [12] 何小钢,陈锦玲,罗奇,王自力. 市场化机制能否缓解产能过剩——基于企业治理视角[J]. 产业经济研究,2021,(5):26-39.
- [13] 杨桐彬,朱英明,张云矿. 区域一体化能否缓解制造业产能过剩——基于长江经济带发展战略的研究[J]. 产业经济研究,2021,(6):58-72.
- [14] 马永军,李逸飞,刘畅. 税收优惠政策能否化解制造业企业产能过剩? ——一个准自然实验分析[J]. 财经问题研究,2021,(6):91-99.
- [15] 皮建才,范衍玮. 国内大循环、企业进入与体制性产能过剩[J]. 学术研究,2021,(8):96-101.
- [16] 陈晓珊,刘洪铎. 对外开放、金融发展与产能过剩化解——基于我国国有企业供给侧结构性改革的视角[J]. 财经科学,2016,(10):1-10.
- [17] 刘航,孙早. 有偏技术进步与工业产能过剩——基于开放格局的供给侧改革[J]. 经济学家,2017,(1):47-54.
- [18] 王月升,刘曦,杜朝运. “一带一路”建设化解产能过剩的实证研究——以非金属矿物制品业为例[J]. 亚太经济,2018,(6):15-21,38.
- [19] 傅少伟. “一带一路”倡议能否有效缓解企业产能过剩? [D]. 广州:暨南大学,2020.
- [20] Kojima K. Direct Foreign Investment:A Japanese Model of Multinational Business Operations[M]. London:

- Croom Helm,1978.
- [21] Dunning J H. International Production and the Multinational Enterprise[M]. London:Allen & Unwin,1981: 117 - 123.
- [22] Wells L J. Third World Multinationals the Rise of Foreign Direct Investment from Developing Countries[M]. New York:Wiley,1983:99 - 107.
- [23] Cantwell J A, Tolentino P E. Technological Accumulation and Third World Multinationals [J]. International Investment and Business Studies,1990,139:237 - 245.
- [24] Franco C. Exports and FDI Motivations: Empirical Evidence from U. S. Foreign Subsidiaries[J]. International Business Review,2013,22(1):47 - 62.
- [25] Chung S. Environmental Regulation and Foreign Direct Investment: Evidence from South Korea [J]. Journal of Development Economics,2014,108(5):222 - 236.
- [26] 张先锋,蒋慕超,刘有璐,吴飞飞. 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, 38(9):63 - 78.
- [27] 赵文报,李英.“走出去”化解钢铁行业产能过剩问题研究[J]. 河北经贸大学学报,2018,39(2):78 - 86.
- [28] 迟歌.“一带一路”背景下 OFDI 缓解产能过剩的路径探析[J]. 现代管理科学,2018,(11):78 - 80.
- [29] 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.
- [30] 刘磊,刘晓宁,张猛. 中国对“一带一路”国家直接投资与产能过剩治理——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 经济问题探索,2018,(5):167 - 177.
- [31] 刘建勇,江秋丽. 海外并购、技术创新与企业产能过剩[J]. 会计之友,2019,(12):100 - 104.
- [32] 吕萍,刘小猛. 对外直接投资如何化解产能过剩? ——基于中国工业企业的实证研究[J]. 兰州大学学报:社会科学版,2020,48(4):60 - 68.
- [33] Chen Z L, Yan T, Zhao W G, Ni G H. Capacity Utilization Loss of the Belt and Road Countries Incorporating Carbon Emission Reduction and the Impacts of China's OFDI[J]. Journal of Cleaner Production,2021,280(1):123 - 136.
- [34] Hirschman A O, Sirkin G. Investment Criteria and Capital Intensity Once Again[J]. Quarterly Journal of Economics,1958,72(3):471.
- [35] Kogut B, Chang S J. Technological Capabilities and Japanese Foreign Direct Investment in the United States [J]. The Review of Economics and Statistics,1991,73(3):413.
- [36] 蔡跃洲,付一夫. 全要素生产率增长中的技术效应与结构效应——基于中国宏观和产业数据的测算及分解[J]. 经济研究,2017,52(1):72 - 88.
- [37] 李后建,张剑. 企业创新对产能过剩的影响机制研究[J]. 产业经济研究,2017,(2):114 - 126.
- [38] 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.
- [39] Kirkley J, Morrison C J, Squires D. Capacity and Capacity Utilization in Common - Pool Resource Industries: Definition, Measurement, and A Comparison of Approaches [J]. Environmental and Resource Economics, 2002,22(2):71 - 97.
- [40] Battese G E, Coelli T J. A Model for Technical in Efficiency Effects in A Stochastic Production Frontier for Panel Data [J]. Empirical Economics,1995,20(2):325 - 332.
- [41] Aigner D, Knox L C A, Peter Schmidt. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models[J]. Journal of Econometric,1977,6(1):21 - 37.
- [42] 张超. 对外直接投资对中国产能过剩治理影响研究[D]. 大连:东北财经大学,2018.
- [43] Dippel C, Ferrara A, Heblich S. Causal Mediation Analysis in Instrumental - Variables Regressions[J]. The Stata Journal,2020,20(3):613 - 626.

责任编辑、校对:陆为群

An Empirical Study on the Resolution of Overcapacity Through China's Outward Foreign Direct Investment

DAI Jiao¹, CAO Mei - ying^{2a,3}, CAO Qiu - ju^{2b}

- (1. *School of Artificial Intelligence, Hunan Post and Telecommunication College, Changsha 410015, China;*
2. a. *China - ASEAN Institute of Statistics;*
b. *School of Economics and Trade, Guangxi University of Finance and Economics, Nanning 530003, China;*
3. *Faculty of Business, City University of Macau, Macau 999078, China*)

Abstract: The paper selects overcapacity index as the explained variable, the proportion of the outward foreign direct investment (OFDI) as explanatory variable, with the proportion of R&D and the proportion of export trade as intermediary variables, and the level of economic development, degree of marketization and degree of government intervention as control variables. Based on the mediating effect model, this paper empirically tests the effect of OFDI on resolving overcapacity by using estimation of distribution algorithm. The results show that direct effect is the main effect and indirect effect is relatively small in the influence mechanism of OFDI on overcapacity through R&D investment. Meanwhile, in the mechanism of the influence of OFDI on overcapacity through export trade, direct effect and indirect effect are roughly the same and indirect effect is slightly lower than direct effect.

Key words: OFDI; Overcapacity; Mediating Effect; Estimation of Distribution Algorithm