

服务业开放对我国制造业企业产能利用率的影响研究^{*}

毛其淋 谢汇丰

内容提要:能否有效化解产能过剩事关经济高质量发展和社会稳定,在新发展格局下探究如何提升产能利用率具有重要的理论与现实意义。本文以我国服务业外资参股的政策调整为准自然实验,采用倍差法系统考察了服务业开放对企业产能利用率的影响及其传导途径。研究发现,服务业开放显著促进了企业产能利用率提升。机制分析结果表明,服务业开放通过提高生产率、促进出口扩张和减少非效率投资途径提升企业产能利用率。服务业开放的产能利用率提升效应对于民营企业、一般贸易企业、高行业资本密集度企业和低融资约束企业而言更大。此外,本文还考察了服务业开放对企业贸易模式和贸易方式转变的影响,发现服务业开放有助于推动出口企业从间接出口模式向直接出口模式转变,以及从非一般贸易(纯加工贸易、混合贸易)方式向一般贸易方式转变,并通过贸易模式和贸易方式的转变进一步提高了企业产能利用率。本文有助于加深对我国制造业企业产能利用率变化驱动因素的理解,为我国通过服务业市场开放化解产能过剩困境提供可行思路。

关键词:服务业开放 产能利用率 服务业外资参股 倍差法

作者简介:毛其淋,南开大学跨国公司研究中心、南开大学经济行为与政策模拟实验室、经济学院教授,300071;

谢汇丰(通讯作者),南开大学经济学院硕士研究生,300071。

中图分类号:F272 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2023)11-0072-16

一、引言

在当前经济增速下调的背景下,一些行业先后面临产能过剩的风险。从长期视角看,产能过剩现象制约了国家经济增长(杨振兵、严兵,2020),危害国家安全和社会稳定(林毅夫等,2010)。

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“贸易开放与我国制造业产能利用率:因果效应、机制及对策研究”(72073074);国家自然科学基金青年项目“‘双循环’格局下反倾销与中国出口企业高质量发展研究”(72203110);国家社会科学基金重点项目“构建更高层次开放型经济体系研究”(22AZD054)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。毛其淋电子邮箱:maoqilin@nankai.edu.cn。

党和国家对此一直保持高度重视,2013年国务院出台的《关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》中将“化解产能过剩”作为工作重点。党的十九大报告将“去产能”位列深化供给侧结构性改革的任务之首;党的二十大报告也继续强调深化供给侧结构性改革。毫无疑问,如何化解产能过剩具有重要的理论与现实意义。

改革开放以来,相较制造业市场,我国服务业市场的开放水平较为落后,主要体现在政府对服务业市场实行了严格的外商投资管制,放开服务业外资管制成为中国推进服务业市场对外开放的关键环节(邵朝对等,2021)。服务业开放带来了外国服务供应商的进入和市场竞争的加剧,直接引发服务成本的下降和质量的提升(张艳等,2013),为制造业企业发展提供助力。本文以《外商投资产业指导目录》中关于服务业外资投资项目详细的指导规定为依据,从外资参股比例限制角度刻画了服务业开放。^①已有研究发现,服务业开放在提升制造业企业生产率(Arnold等,2016)、促进制造业企业创新和出口扩张(Bas,2014;邵朝对等,2021)、提高制造业企业产品国内附加值(吕越、余晓,2022)、降低制造业企业生产和流通环节成本(夏杰长、倪红福,2017)、增强制造业企业国际竞争力(余晓、郭志芳,2020)等方面发挥了重要的作用。遗憾的是,现有文献较少关注服务业开放对企业产能利用率的影响。然而,服务业开放能够通过多种途径对制造业企业的产能利用率产生影响。首先,服务业开放促使国外服务供应商进入市场,增加了制造业企业可选择的服务种类,深化社会分工,有助于提高制造业企业生产率(Arnold等,2016),进而减少制造业企业的资源错配程度(王永进等,2017),增强制造业企业面对不确定需求的应对能力(徐朝阳、周念利,2015),从而有利于提高制造业企业产能利用率。其次,服务业开放提高了服务供应商的效率和质量并降低了服务投入的价格,进而降低制造业企业固定和可变的出口成本,促进制造业企业出口扩张(Bas,2014;孙浦阳等,2018),并且加剧制造业出口企业之间的竞争,倒逼制造业企业研发差异化产品(Cruz等,2017),提高产品质量(张皓,2018),为消化过剩产能产生积极的作用。最后,由服务业开放引致的示范效应有利于提高制造业企业内置的服务部门效率(Markusen,1989),降低制造业企业与上下游生产商和客户之间的信息不对称程度,进而减少制造业企业的非效率投资。

本文基于我国2002年《外商投资产业指导目录》(以下简称《目录》)的修订,以服务业外资参股比例的政策调整为准自然实验,采用倍差法系统研究服务业开放对企业产能利用率的影响及其传导途径。本文的边际贡献在于:第一,既往关注企业产能利用率的文献鲜有考察服务业开放的作用,本文则深入地探究了服务业开放是否以及如何影响企业产能利用率,对已有研究进行补充;第二,在实证策略上,本文从服务业外商投资参股准入限制放宽的视角,采用双重差分方法更准确地识别了服务业开放对中国制造业企业产能利用率的因果影响;第三,在服务业开放的度量方面,现有研究较多从外资准入角度衡量经济开放,忽略了经济开放中的国民待遇问题,本文对此构造变量将国民待遇问题加以考虑,更加准确和全面地考察服务业开放对中国企业产能利用率的影响;第四,在作用机制方面,本文不仅在以往研究的基础上探讨了生产率和出口扩张效应渠道的作用,还进一步挖掘了减少企业非效率投资这一机制在服务业开放提升企业产能利用率中的作用,有助于深化对服务业开放与企业产能利用率之间内在关系的理解;第五,在政策意义上,本文借助丰富的微观企业数据研究了服务业开放对企业产能利用率的影响,从服务业开放角度为我国如何更有效地化解产能过剩提供一定的启发。

^① 本文在后面将进行更详细的介绍和说明。

二、理论分析与研究假说

(一) 服务业开放、生产率提高与制造业企业产能利用率

制造业企业生产率的提高能够帮助其降低成本、提高产品质量和增强竞争力,有助于制造业企业扩大市场份额,对制造业企业产能利用率提升具有积极影响。生产率越高的制造业企业往往产能利用率也越高(余森杰等,2018):第一,相较于低生产率制造业企业,高生产率制造业企业的资源错配程度更低,因此产能利用率更高(王永进等,2017);第二,高生产率制造业企业在面对不确定的需求时能够选择较小的产能和产量以规避风险,进而获得较高的产能利用率(徐朝阳、周念利,2015)。因此,如何提高制造业企业生产率,是提高制造业企业产能利用率的关键。

服务业开放为解决这一问题提供了新的可行方案。既有研究发现服务业开放对制造业企业生产率具有显著的促进作用(Arnold等,2016):首先,服务业开放会加剧国内服务业企业之间的竞争,节约制造业企业花费在服务环节上的成本(夏杰长、倪红福,2017),使得制造业企业拥有更多可用于研发创新的流动资金(毛其淋、许家云,2019),同时还有助于降低制造业企业的研发成本(邵朝对等,2021),激励制造业企业研发创新,促进制造业企业生产率提高;其次,服务业开放后外国服务企业伴随着先进的技术和信息进入国内市场,促进国内服务业竞争,提高国内服务业效率,通过产业间溢出效应提高制造业企业的生产率(Fernandes和Paunov,2012);再次,外国服务业企业的进入会带来示范效应(Markusen,1989),提高制造业企业内置的服务部门效率,进而有利于制造业企业生产率提升;最后,服务业开放使得制造业企业可以用更低的成本获得更多种类和更高质量的中间投入品(吕越、余骁,2022),而多样化和高质量的中间投入品有利于提高制造业企业生产率。因此,本文提出假说1。

假说1:服务业开放通过生产率渠道提升制造业企业产能利用率。

(二) 服务业开放、出口扩张与制造业企业产能利用率

制造业企业出口扩张能够直接增加企业的订单,消化过剩库存。出口扩张还可能加剧出口制造业企业间的竞争,倒逼制造业企业进行差异化产品的研发(Cruz等,2017),并激励制造业企业提升产品质量以获得竞争优势(张皓,2018),从而对消化产能也会产生积极的作用。

服务业开放会对制造业企业出口扩张产生积极影响。一是服务业开放有助于降低企业用于服务环节的成本,帮助企业进入国际市场(Bas,2014;孙浦阳等,2018)。二是知识技术密集型服务业不仅在制造业企业的生产过程中发挥作用,还为产品的流通环节提供了强有力的支持(夏杰长、倪红福,2017)。服务业开放后国外高效率的服务业企业进入国内市场,这将降低制造业企业杠杆率(苏丹妮、丛聪,2020),缓解企业融资约束,进而促进制造业企业出口扩张(蒋为、顾凌骏,2014)。据此,本文提出假说2。

假说2:服务业开放可能通过促进制造业企业出口扩张提升制造业企业产能利用率。

(三) 服务业开放、非效率投资减少与制造业企业产能利用率

正如前文所述,政府的不当干预往往带给制造业企业错误的信号,增大了环境不确定性。进一步地,环境不确定性越高,制造业企业与上下游生产商和客户之间的信息不对称程度也往往越高,进而导致制造业企业进行非效率投资(徐倩,2014),即过度投资或投资不足,形成产能过剩现象。

而服务业开放后外国服务供应商进入国内市场,带来国外服务业的运营管理模式和信息,能

够通过示范效应提高制造业企业内置的服务部门效率(Markusen, 1989),这有利于降低制造业企业与上下游生产商和客户之间的信息不对称程度,进而减少制造业企业的非效率投资。例如,计算机、信息和通信等服务的效率提高有助于减少制造业企业与上下游生产商之间的信息不对称;广告宣传、零售、批发和金融等服务的效率提升有助于降低制造业企业与客户之间的信息沟通成本。由此,本文提出假说3。

假说3:服务业开放可能有助于减少非效率投资,进而提升制造业企业产能利用率。

三、实证策略与数据

(一) 实证策略

本文意在考察服务业开放对制造业企业产能利用率的影响,构建如下双重差分(DID)模型:

$$\ln CU_{jti} = \alpha + \beta CFO_j \times After02_t + \gamma X_{jti} + \lambda_i + \lambda_t + \mu_{jti} \quad (1)$$

其中, i 为企业, j 为制造业行业(4位码), t 为年份。因变量 CU_{jti} 为制造业企业产能利用率,具体采用余森杰等(2018)的方法进行测算。 CFO_j 为1997年各制造业行业面临的服务业限制程度,可用于刻画各制造业行业在2002年《目录》修订之前面临的服务业限制程度,其构造方法为:首先,与邵朝对等(2021)的做法类似,将服务业外资参股比例限制程度分类为0(禁止)、小于0.5(限制)和小于1(鼓励但不允许外资独资);其次,对不同等级赋值,构造各服务行业的限制指数(FO_f);^①最后,以制造业对各服务投入的依赖度作为权重构造各制造业投入的服务业开放指数(CFO_j):

$$CFO_j = \sum_f FO_f \times \omega_{fj} \quad (2)$$

其中, f 为服务业行业, j 为制造业行业。 ω_{fj} 为制造业 j 使用服务业 f 产品作为中间投入占其总投入的比重,具体而言, ω_{fj} 为1997年124个部门投入产出系数。 CFO_j 取值越大,表明该制造业行业在2002年《目录》修订前面临的服务业限制程度越高。 $After02_t$ 是政策实施虚拟变量,若 $t \geq 2002$,则该变量赋值为1,否则取0。交叉项 $CFO_j \times After02_t$ 的系数 β 是本文关注的重点,其刻画了服务限制程度高的行业与服务限制程度低的行业中企业产能利用率在2002年服务业外资参股比例政策调整前后的平均差异,也即服务业开放对企业产能利用率的因果效应。由于在冲击前服务限制程度(CFO_j)越高的制造业行业,在冲击发生后经历的“开放”程度越大,若 $\beta > 0$ 则表明服务业开放促进制造业企业产能利用率提升,反之则表明服务业开放降低了制造业企业产能利用率。

控制变量 X_{jti} 的选取说明如下。第一,我们选取了一些企业特征变量,包括企业规模(size)、企业经营年限(age)、外资企业虚拟变量(foreidum)、国有企业虚拟变量(soesdum)、企业资本密集度(klratio)、政府补贴(subsidy)和企业利润率(profitratio)。第二,为控制加入WTO之后进口贸易自由化的作用,我们借鉴Topalova和Khandelwal(2011)的做法,测算了行业最终品关税(outputtariff)和行业中间品关税(inputtariff)。第三,行业出口增长。考虑到加入WTO之后制造业内部一些行业的出口增长可能比另一些行业更快,进而会影响企业产能利用率,我们借鉴Liu和Ma(2020)的

^① 具体为参股比例为0的赋值为1、小于0.5的赋值为0.5、小于1的赋值为0.25,其余赋值为0。对于一个服务行业下有条目分别属于不同参股比例等级的,将各条目对应的限制指数进行简单平均得到该服务行业的限制指数。

方法测算了 2001 年行业层面贸易政策不确定性指数(TPU_j)，将其与 $After02_t$ 交乘来控制加入 WTO 之后行业出口扩张的作用。第四，考虑到样本期内同期的其他政策改革(包括国有企业改革、外资放松管制和国民待遇放宽)也可能对本文识别的因果效应产生干扰，有必要对它们进行控制。其中，对于国有企业改革($SOEReform$)，采用非国有资本和总资本之比度量。对于外资放松管制($FORshare$)，采用行业层面外资企业数的对数值衡量。对于国民待遇放宽(tar)，由于 2007 年通过的《企业所得税法》是我国 2013 年之前在国民待遇方面的主要进展，《企业所得税法》规定内外资企业所得税税率统一为 25%，消除了外商投资企业在税收上的“超国民待遇”(廖凡, 2020)，而市场准入限制放宽和国民待遇放宽是服务业开放的两个方面(孙浦阳等, 2018)。因此，遗漏该政策可能导致本文从市场准入限制放宽角度考察的服务业开放的企业产能利用率效应有偏。本文采用 $tar_{it} = foreidum_i \times After07_t$ 来刻画国民待遇放宽(tar)。其中， $After07_t$ 是年份虚拟变量，若 $t \geq 2007$ ，则该变量取值为 1，否则取值为 0。本文进一步纳入企业固定效应 λ_i 和年份固定效应 λ_t 。 μ_{jti} 为随机误差项。

(二) 数据说明

本文实证研究使用的微观数据主要包括：(1) 中国工业企业数据库；(2) WTO 的 Tariff Download Facility 数据库，主要用于构造行业层面的最终品关税与中间品关税指标；(3) 中国海关进出口贸易数据库，用于判断企业的出口贸易方式；(4) 上市企业数据，用于计算企业非效率投资，数据来源于 CSMAR 数据库。

与既有文献类似，本文选取制造业进行研究，并借鉴刘志阔等(2019)的做法对行业代码进行调整。本文还借鉴 Feenstra 等(2014)和 Yu(2015)的方法对异常样本进行处理。需要说明的是，由于 2008—2010 年中国工业企业数据库没有报告企业的当年折旧，无法测算企业产能利用率，本文主要使用 1998—2007 年、2011—2013 年的企业样本进行研究。^①

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 1 第(1)列仅纳入企业和年份固定效应，交叉项 $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数显著为正，意味着服务业开放显著提升了企业产能利用率。第(2)列在此基础上加入了企业规模、企业经营年限、企业利润率、企业资本密集度等企业特征因素，结论依然稳健。第(3)列回归结果中加入了国有企业改革和外资放松管制变量，结果表明服务业开放有利于企业产能利用率提高。

另外，考虑到遗漏国民待遇放宽可能不能全面反映服务业开放对企业产能利用率的因果影响。对此，本文进一步考虑了 2007 年实施的《中华人民共和国企业所得税法》(以下简称《企业所得税法》)所带来的国民待遇变化。具体而言，2007 年《企业所得税法》的实施减少了对外资企业的优待，降低了对外资的吸引，进而可能会削弱 2002 年服务业外资参股比例调整的政策效果，因此，《企业所得税法》不仅在理论上降低企业产能利用率的预期，还可能与本文从外资准入放宽视角构造的核心解释变量 $CFO_j \times After02_t$ 存在负向相关关系。由此，本文预期遗漏 2007 年《企业所得税法》的实施将导致对核心解释变量 $CFO_j \times After02_t$ 估计系数的高估。第(4)列加入了国民待遇

^① 需要说明的是，中国工业企业数据库中 2008—2010 年数据缺失严重，难以使用线性插值或使用会计法等方法补齐以确保与其他年份数据具有可比性。若使用线性插值，可能只适用于存续企业，而新进入企业仍然为缺失值，从而产生新的偏差问题。正因为如此，与本文联系较为密切的文章如余森杰等(2018)、毛其淋和杨琦(2022)等均将 2008—2010 年排除在外。

放宽变量(*tar*)，其估计系数显著为负，表明消除外商投资企业在税收上的“超国民待遇”降低了企业产能利用率。另外，对比第(2)列和第(4)列的回归结果可以发现，第(4)列中 $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数下降，表明遗漏国民待遇变化的确会在一定程度上高估服务业开放的产能利用率提升效应。

进一步地，第(5)列同时控制了上述三种可能影响企业产能利用率的政策改革， $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数依然显著为正。此外，我们注意到中国加入WTO后进口关税税率发生较大幅度下降，并且一些行业的出口可能比另一些行业增长更快，这些都可能对企业产能利用率产生影响，因此，第(6)列加入了行业中间品关税、行业出口增长以及行业最终品关税，以控制进口贸易自由化和出口扩张的影响，结果表明服务业开放有利于企业产能利用率提高。出于稳健性考虑，在第(7)列中我们同时控制了国有企业改革、外资放松管制、国民待遇放宽以及贸易自由化的作用，结果表明服务业开放有利于企业产能利用率提升。

表 1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	被解释变量: lnCU						
$CFO_j \times After02_t$	0.1369 ** (0.0539)	0.2855 *** (0.0518)	0.3208 *** (0.0519)	0.2820 *** (0.0517)	0.3125 *** (0.0519)	0.2962 *** (0.0543)	0.3488 *** (0.0546)
<i>size</i>		0.0209 *** (0.0003)	0.0209 *** (0.0003)	0.0208 *** (0.0003)	0.0208 *** (0.0003)	0.0209 *** (0.0003)	0.0208 *** (0.0003)
<i>age</i>		0.0002 *** (0.0000)					
<i>proftratio</i>		0.0285 *** (0.0016)	0.0283 *** (0.0016)	0.0279 *** (0.0016)	0.0276 *** (0.0016)	0.0285 *** (0.0016)	0.0277 *** (0.0016)
<i>klratio</i>		-0.0588 *** (0.0003)	-0.0589 *** (0.0003)	-0.0589 *** (0.0003)	-0.0589 *** (0.0003)	-0.0588 *** (0.0003)	-0.0589 *** (0.0003)
<i>subsidy</i>		0.0482 *** (0.0166)	0.0480 *** (0.0166)	0.0484 *** (0.0167)	0.0482 *** (0.0166)	0.0481 *** (0.0166)	0.0482 *** (0.0166)
<i>foreidum</i>		0.0521 *** (0.0007)	0.0522 *** (0.0007)	0.0579 *** (0.0009)	0.0576 *** (0.0009)	0.0521 *** (0.0007)	0.0577 *** (0.0009)
<i>soesdum</i>		-0.0751 *** (0.0016)	-0.0742 *** (0.0016)	-0.0744 *** (0.0016)	-0.0736 *** (0.0016)	-0.0750 *** (0.0016)	-0.0737 *** (0.0016)
<i>SOEReform</i>			0.0392 *** (0.0042)		0.0348 *** (0.0042)		0.0377 *** (0.0044)
<i>FORshare</i>			-0.0036 *** (0.0008)		-0.0037 *** (0.0008)		-0.0038 *** (0.0008)
<i>tar</i>				-0.0147 *** (0.0011)	-0.0139 *** (0.0011)		-0.0140 *** (0.0011)
<i>inputtariff</i>						-0.0005 * (0.0003)	-0.0011 *** (0.0003)
<i>outputtariff</i>						0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)

续表 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	被解释变量: lnCU						
$TPU_j \times After02_t$						-0.0133 *** (0.0050)	-0.0047 (0.0051)
常数项	-0.4105 *** (0.0009)	-0.4162 *** (0.0023)	-0.4279 *** (0.0050)	-0.4170 *** (0.0023)	-0.4253 *** (0.0050)	-0.4116 *** (0.0038)	-0.4173 *** (0.0057)
企业固定效应	控制						
年份固定效应	控制						
样本量	1597425	1597425	1597425	1597425	1597425	1597425	1597425
R ²	0.6011	0.6186	0.6186	0.6186	0.6186	0.6187	0.6187

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。括号内数值为以 4 位码行业聚类的稳健标准误。下同。

(二) 稳健性检验

出于稳健性考虑,本文进行如下检验:(1)将 2002 年服务业外资参股政策时间提前一年以检验是否存在预期效应;(2)采用事件研究法的思路进行平行趋势检验;(3)随机分配各制造业受到的服务限制程度,并随机抽取政策冲击年份以进行安慰剂检验;(4)控制产业线性时间趋势;(5)采用两期倍差法估计;(6)采用 Basu 和 Kimball(1997)设定的函数形式,将折旧率设定为 5% 分位数上的折旧率重新计算企业产能利用率,并借鉴韩国高等(2011)的方法测算企业产能利用率^①;(7)借鉴 Findlay 等(2022)的思路,利用中国在加入 WTO 之后根据《服务贸易总协定》(GATS)做出的承诺构建服务业自由化指数;(8)采取存续企业样本;(9)保留 1998—2007 年样本;(10)分别使用城市 -4 位码行业聚类和省份 -3 位码行业聚类;(11)删去样本期内行业产能利用率均值最低的三个行业^②;(12)进一步控制行业固定效应。通过上述稳健性检验发现,本文的核心结论未发生改变。^③

五、影响机制

(一) 企业生产率

以往研究表明,服务业开放有助于企业生产率提升(Arnold 等,2016),而高生产率的企业可以凭借更高的资源配置效率和更灵活的产量制定策略获得更高的产能利用率(徐朝阳、周念利,2015;王永进等,2017)。本文通过 Olley 和 Pakes(1996)、Ackerberg 等(2015)、Levinsohn 和 Petrin(2003)的方法对企业生产率进行测度,并分别生成 TFP_OP 、 TFP_ACF 和 TFP_LP 作为渠道变量进行检验。表 2 第(1)、(3)和(5)列的结果表明,服务业开放促进企业全要素生产率提升,这与已有文献的研究结论一致。表 2 第(2)、(4)和(6)列的结果表明,企业生产率提升对企业产能利用率提升具有显著促进作用;进一步观察可以发现, $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数相比于基准回归结果

① 具体的测算方法留存备索。

② 样本期内行业产能利用率均值最低的三个行业分别为医药制造业、工艺品及其他制造业、有色金属冶炼及压延加工业。样本期内各行业产能利用率均值留存备索。

③ 限于篇幅,此处没有报告相应的图形和回归结果,留存备索。

[表1第(7)列]有所下降,这进一步证实了企业生产率水平提升是服务业开放提高企业产能利用率的作用渠道。

表2

影响机制检验

变量	OP法		LP法		ACF法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_OP	lnCU	TFP_LP	lnCU	TFP_ACF	lnCU
$CFO_j \times After02_t$	2.4275 *** (0.1803)	0.2507 *** (0.0542)	2.4496 *** (0.1772)	0.2623 *** (0.0543)	2.3313 *** (0.1776)	0.2579 *** (0.0543)
TFP_OP		0.0404 *** (0.0004)				
TFP_LP				0.0353 *** (0.0004)		
TFP_ACF						0.0390 *** (0.0004)
样本量	1597425	1597425	1597425	1597425	1597425	1597425
R ²	0.8392	0.6228	0.8419	0.6218	0.8151	0.6223
变量	是否出口		出口强度		非效率投资	
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	export	lnCU	lnex_value	lnCU	over_inv	lnCU
$CFO_j \times After02_t$	0.3590 *** (0.0838)	0.3434 *** (0.0546)	4.1465 *** (0.7964)	0.3198 *** (0.0548)	-4.1143 ** (2.0572)	-7.6330 (5.0257)
export		0.0151 *** (0.0006)				
lnex_value				0.0018 *** (0.0001)		
over_inv					-0.1806 ** (0.0765)	
样本量	1597425	1597425	1561728	1561728	582	496
R ²	0.8050	0.6188	0.8341	0.6204	0.7719	0.8292
						0.8559

(二) 出口扩张

目前关于服务业开放能够促进企业出口扩张的观点基本达成共识(Bas, 2014; 孙浦阳等, 2018)。为了检验出口扩张是否为服务业开放促进企业产能利用率提升的渠道,本文从企业是否出口和出口强度两个角度对出口扩张渠道进行实证检验。表2第(7)和第(8)列对企业是否出口(*export*)进行检验,第(9)和第(10)列对企业出口强度进行检验,出口强度(*lnex_value*)以“企业出口交货值+1”的对数值进行衡量。从表2第(7)列可以看出,服务业开放有助于促进企业出口参与,与既往文献结论相同。从表2第(8)列可以看出,*export*的估计系数显著为正,意味着企业进入国际市场对企业产能利用率提升具有积极作用。我们还注意到,与表1第(7)列的基准回归结果相比,在控制了企业出口这一渠道变量之后, $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数有所下降,这表明促进企业出口是服务业开放提高企业产能利用率的重要渠道。另外,第(9)列对企业出口强度进行检验,结果表明服务业开放有助于企业出口强度提升。第(10)列的结果显示,企业出口强度提升有助于企

业产能利用率提升；更进一步地，我们发现在考虑了企业出口强度这一因素之后， $CFO_j \times After02_i$ 的估计系数相比于基准回归结果有所下降，这进一步说明了出口强度提升是服务业开放提高企业产能利用率的作用渠道。

（三）非效率投资

服务业开放能够通过示范效应提高企业内置的服务部门效率（Markusen, 1989），促进企业与上下游生产商和客户之间的信息互通，进而减少企业非效率投资。一方面，企业的非效率投资水平在一定程度上表征了企业的资源错配程度，减少企业的非效率投资有助于提高企业资源配置效率，进而促进企业产能利用率提升（王永进等, 2017）。另一方面，企业的非效率投资对企业生产率水平具有消极的影响（刘帷韬等, 2021），减少企业的非效率投资有助于企业在面对需求波动时做出更优的投资决策，从而提升企业产能利用率（徐朝阳、周念利, 2015）。具体而言，本文借鉴 Richardson(2006) 的方法，以上市公司现金流量表为基础构造企业非效率投资变量。首先，将上市公司数据库与中国工业企业数据库依据企业名称等变量合并，得到本部分所用数据；其次，以当年资本性支出 ($I_{total,t}$) 与上年资本性支出 ($I_{total,t-1}$) 之差来衡量当年新增投资 ($I_{new,t}$)；最后，我们设定如下回归方程进行估计：

$$I_{new,t} = \alpha + \gamma Z_{i,t} + \lambda_f + \lambda_i + \mu_{it} \quad (3)$$

其中， $Z_{i,t}$ 为上市公司特征变量，包括托宾 Q、企业年初资产负债率、企业现金状况、企业上市年限、企业规模、年初的股票收益率。当年新增投资 ($I_{new,t}$) 在估计时以企业年初总资产进行平减。 λ_f 和 λ_i 分别为行业和年份固定效应， μ_{it} 为随机误差项。

接下来，企业非效率投资以方程(3)估计结果的残差衡量，正值为过度投资 (*over_inv*)，负值则为投资不足 (*under_inv*)。表 2 第(11)列对企业过度投资进行检验。结果表明，服务业开放有利于减少企业过度投资。第(12)列的结果表明企业减少过度投资有助于企业产能利用率提升；进一步观察可以发现， $CFO_j \times After02_i$ 不显著，这表明减少企业过度投资是服务业开放提升企业产能利用率的作用渠道。第(13)列对企业投资不足进行检验。可以看到， $CFO_j \times After02_i$ 的估计系数并不显著，意味着服务业开放对减少企业投资不足没有产生明显的影响。综上可知，减少企业过度投资是服务业开放提高企业产能利用率的作用渠道。

六、异质性检验

（一）企业所有制

为了考察服务业开放的产能利用效应是否与企业所有制有关，我们将样本划分为国有企业、民营企业和外资企业进行分样本检验。表 3 第(1)~(3)列的回归结果显示，民营和外资企业样本中 $CFO_j \times After02_i$ 的估计系数均显著为正，但国有企业样本中交叉项的估计系数不显著，表明服务业开放倾向于提升民营企业和外资企业产能利用率，对国有企业产能利用率的影响不明显。对此可能的解释是，在本文研究的样本期间内国有企业受到政策倾斜，相比民营企业更新技术的积极性较弱（蒋殿春、张宇, 2008），服务业开放对提升其生产率、促进创新的作用有限，进而对产能利用率的提升作用也就相对较弱。

（二）企业贸易方式

根据贸易方式的不同将样本分为纯一般贸易、纯加工贸易和混合贸易企业进行分样本检验，

以考察服务业开放对不同贸易方式企业产能利用率的差异影响。^① 观察表3第(4)~(6)列回归结果可以发现,服务业开放的产能利用率提高效应对纯一般贸易和混合贸易企业影响显著,但是对纯加工贸易企业影响不显著。原因可能在于,一方面,相比非加工贸易企业,加工贸易企业主要从事简单的加工生产,对服务要素的依赖度较低,因此服务业开放对纯加工贸易企业影响不明显;另一方面,加工贸易企业“两头在外”,相比国内市场受国外市场影响更大,进而国内服务业开放带来的示范效应等作用对这类企业产能利用率的影响较小。

表3

异质性分析

变量	国有	民营	外资	纯一般 贸易	纯加工 贸易	混合 贸易	高行业资 本密集度	低行业资 本密集度	高融 资约束	低融 资约束
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
被解释变量:lnCU										
$CFO_j \times$ $After02_t$	0.0915 (0.2220)	0.3850 *** (0.0574)	0.3039 *** (0.1104)	0.7006 *** (0.2516)	0.0515 (0.3824)	0.3115 * (0.1725)	0.4015 *** (0.0736)	0.3291 *** (0.0731)	0.2942 *** (0.0875)	0.3334 *** (0.0687)
样本量	110831	1486594	329921	126820	30385	133736	797827	799598	764141	826256
R ²	0.7026	0.6106	0.5699	0.7107	0.7334	0.6311	0.6694	0.7197	0.7026	0.6679

(三) 行业资本密集度

为了验证服务业开放对企业产能利用率的影响是否依赖于所在行业的资本密集度,我们以行业资本密集度的中位数为临界点进行分样本检验。表3第(7)和第(8)列的结果显示,服务业开放对高行业资本密集度和低行业资本密集度企业产能利用率均有提升作用;进一步观察可以发现,相比低行业资本密集度企业,在高行业资本密集度企业样本中, $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数更大,意味着与低行业资本密集度企业相比,服务业开放倾向于提升高行业资本密集度企业产能利用率。可能的原因是,相比高行业资本密集度企业,低行业资本密集度企业更多从事劳动密集型产品生产,对技术创新的动力更弱,从而受到服务业开放的影响较小。

(四) 企业融资约束

严重的融资约束会制约企业的资本性投资,不利于企业调整生产,因此服务业开放对企业产能利用率的影响可能与企业自身的融资约束有关。借鉴 Feenstra 等(2014)的方法,采用企业利息支出与营业收入之比衡量企业融资约束,该比值越大,意味着企业融资约束越小。根据企业融资约束中位数进行分样本检验,表3第(9)和第(10)列报告了分样本检验结果,可以发现服务业开放对高融资约束和低融资约束企业产能利用率均具有提升作用。此外,对比两列回归结果可以看出,相比高融资约束企业,在低融资约束企业样本中, $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数更大,这表明相比高融资约束企业,服务业开放更倾向于提升低融资约束企业产能利用率。对此可能的解释是,服务业开放可以通过促进出口扩张提升企业产能利用率,但是企业进入国际市场需要支付一定的成本(Helpman 等,2004),而低融资约束企业能够更有能力支付这部分成本以进入国际市场,消化过剩产能,因此服务业开放对低融资约束企业产能利用率影响更明显。

^① 这里借鉴 Yu(2015)的做法将中国工业企业数据库与中国海关数据库合并。

七、进一步分析与讨论

改革开放以来,中国对外贸易规模持续扩大,与之相对的是中国对外贸易具有缺乏自主品牌与核心技术的典型特征,许多制造业企业处于全球价值链中的低端位置。在加工贸易过程中,企业从事的生产活动单一且技术含量低,与之相对的是一般贸易企业对自主研发的需求较高,从而对研发创新和提升生产效率的积极性较高(毛其淋、杨琦,2022),进而有利于企业产能利用率提升。另外,企业从间接出口转为直接出口会直接促进企业出口扩张(刘海洋等,2020),并且有助于企业产品质量提升(黎绍凯、朱文涛,2020),提高企业出口竞争力,缓解产能过剩现象。因此,一个重要的问题是,服务业开放能否激励企业转变贸易模式(间接出口 vs. 直接出口)和贸易方式(一般贸易 vs. 加工贸易)?很显然,对这一问题进行深入研究,有助于全面系统地评估服务业开放的经济效应。为此,我们构造式(4)考察服务业开放对企业贸易模式和贸易方式转变的影响,另外构造式(5)用于检验贸易模式和贸易方式转变在服务业开放影响企业产能利用率中的作用:

$$change_{jut} = \alpha + \beta CFO_j \times After02_t + \gamma X_{jut} + \lambda_i + \lambda_t + \mu_{jut} \quad (4)$$

$$\ln CU_{jut} = \alpha + \beta CFO_j \times After02_t + \theta CFO_j \times After02_t \times change_{jut} + \gamma X_{jut} + \lambda_i + \lambda_t + \mu_{jut} \quad (5)$$

其中, $change_{jut}$ 表示企业贸易模式(贸易方式)转变变量,包括出口贸易模式转变(*direct2*)和出口贸易方式转变(*nogene*、*process* 和 *mix*)。参照 Bai 等(2017)的方法,本文将出口企业从间接出口转为直接出口视为企业发生出口贸易模式转变,将企业从非一般贸易、纯加工贸易或混合贸易转为一般贸易视为企业发生出口贸易方式转变。在式(4)中,如果 β 显著为正,表明服务业开放显著促进企业转变贸易模式(贸易方式)。在式(5)中,我们重点关注的是三重交叉项 $CFO_j \times After02_t \times change_{jut}$ 的估计结果,如果其估计系数 θ 显著为正,表明服务业开放通过贸易模式(贸易方式)转变提高了企业产能利用率。

(一) 出口贸易模式转变:间接出口与直接出口

这部分对服务业开放是否促进出口企业从间接出口转为直接出口及其对产能利用率的影响进行检验。先将在样本区间内始终为间接出口企业的样本删去,再将每个企业第一次从间接出口转为直接出口当期及之后的年份取值为 1,否则取值为 0,生成贸易模式转变变量(*direct2*)。表 4 第(1)和第(2)列分别报告了对方程(4)和方程(5)的估计结果。第(1)列的结果表明,服务业开放促进企业从间接出口转变为直接出口。对此可能的原因是,间接出口企业往往通过出让部分利润规避出口固定成本和生产率要求,以获得参与国际贸易的机会(刘晴、张盼盼,2022);而服务业开放对企业生产率提高具有积极影响,能够帮助企业达到直接出口所需要的生产率水平,因此有助于促进企业从间接出口转为直接出口。进一步地,从第(2)列的回归结果可以看出, $CFO_j \times After02_t \times direct2$ 和 $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数均显著为正,并且 $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数小于基准回归中的估计系数(0.3488),表明服务业开放促使企业从间接出口转为直接出口,从而有利于企业产能利用率提升。实际上对这一结论并不难理解,由于企业出口贸易模式转变有助于企业出口扩张(刘海洋等,2020),并且能够促进企业管理效率提升(毛其淋、杨琦,2022),进而能够对企业产能利用率提升产生积极的作用。

(二) 出口贸易方式转变:一般贸易与加工贸易

已有文献主要从三个方面对企业出口贸易方式的选择进行解释。第一,不完全契约理论。加

工贸易方式对外国企业而言往往契约更完全(Fernandes 和 Tang, 2012), 不确定性更低, 因此外国企业更愿意通过加工贸易方式与中国出口企业建立联系。第二, 企业特征。企业的生产率水平(Helpman 等, 2004)和面临的融资约束(许和连等, 2020)均对企业出口贸易方式的决定具有重要的影响。加工贸易企业“两头在外”, 不需要支付出口成本, 使得低生产率企业能够参与国际贸易。第三, 政府补贴。既往文献认为出口退税(范子英、田彬彬, 2014)和进口关税(Brandt 和 Morrow, 2017)促进了企业从事加工贸易。另外, 如前文所述, 服务业开放不仅有助于企业进入国际市场, 也有助于降低企业与上下游生产商之间的信息不对称程度, 降低国内企业与外国企业的合同不完全性。据此一个合理的推测是, 服务业开放能够促进企业出口贸易方式转变。

进一步地, 企业出口贸易方式转变有助于企业接触国外最新的技术和管理模式, 提升企业生产率和资源配置能力(Bai 等, 2017), 也有助于企业在面对需求波动时做出更优的生产决策(徐朝阳、周念利, 2015), 对企业产能利用率产生积极的作用。据此一个合理的推测是, 服务业开放能够通过出口贸易方式转变提高企业的产能利用率。接下来, 我们分别对非一般贸易、纯加工贸易或混合贸易转为一般贸易这三种企业出口贸易方式转变情况进行检验。

首先, 对服务业开放是否促进出口企业从非一般贸易转为纯一般贸易及其对产能利用率的影响进行检验。与前文类似, 先将在 2002 年服务业外资参股政策调整前已经为纯一般贸易的企业样本删去, 再将每个企业第一次从非一般贸易转为纯一般贸易当期及之后的年份取值为 1, 否则取值为 0, 生成贸易方式转变虚拟变量(*nogene*)。从表 4 第(3)列可以看到, $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数显著为正, 意味着服务业开放促进出口企业从非一般贸易转为纯一般贸易。表 4 第(4)列的回归结果显示, $CFO_j \times After02_t \times nogene$ 和 $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数均显著为正, 并且 $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数小于基准回归, 意味着服务业开放通过激励企业从非一般贸易转为纯一般贸易提升了企业产能利用率。

其次, 对服务业开放是否促进出口企业从纯加工贸易转为纯一般贸易及其对产能利用率的影响进行检验。首先删去混合贸易企业样本和 2002 年之前已经为纯一般贸易的企业样本, 然后将每个企业第一次从纯加工贸易转为纯一般贸易当期及之后的年份取值为 1, 否则取值为 0, 生成贸易方式转变虚拟变量(*process*)。从表 4 第(5)列可以看到, $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数显著为正, 这意味着服务业开放有利于出口企业从纯加工贸易转为纯一般贸易。类似地, 第(6)列的回归结果意味着, 服务业开放通过促使企业从纯加工贸易转为纯一般贸易显著促进了企业产能利用率提升。

最后, 对服务业开放是否促进出口企业从混合贸易转为纯一般贸易及其对产能利用率的影响进行检验。类似地, 删去纯加工贸易企业和 2002 年之前已经为纯一般贸易的企业, 然后将每个企业第一次从混合贸易转为纯一般贸易当期及之后的年份取值为 1, 否则取值为 0, 生成贸易方式转变虚拟变量(*mix*)。从表 4 第(7)列可以看到, $CFO_j \times After02_t$ 的估计系数显著为正, 表明服务业开放促进出口企业从混合贸易转为纯一般贸易。类似地, 表 4 第(8)列的回归结果意味着, 服务业开放通过促使企业从混合贸易转为纯一般贸易, 对企业产能利用率产生积极的影响。

综上, 服务业开放激励了企业转变贸易模式和贸易方式, 并通过贸易模式和贸易方式转变提高了企业产能利用率。具体地, 就贸易模式转变而言, 服务业开放激励出口企业从间接出口转为直接出口, 并通过贸易模式的转变提升了企业产能利用率; 从贸易方式转变的视角看, 服务业开放激励出口企业从非一般贸易、纯加工贸易和混合贸易转为纯一般贸易, 并通过贸易方式的转变提高了企业的产能利用率。

表 4 服务业开放、出口贸易方式转变与企业产能利用率的回归结果

变量	间接出口转 直接出口		非一般贸易 转纯一般贸易		纯加工贸易 转纯一般贸易		混合贸易转 纯一般贸易	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	direct2	lnCU	nogene	lnCU	process	lnCU	mix	lnCU
$CFO_j \times After02_t$	0.5090 ** (0.2202)	0.2754 ** (0.1105)	2.1286 ** (0.9862)	0.2897 * (0.1556)	2.5127 ** (1.2568)	0.3106 ** (0.1555)	0.2265 * (0.1252)	0.3121 ** (0.1556)
$CFO_j \times After02_t \times$ $direct2$		0.1498 *** (0.0259)						
$CFO_j \times After02_t \times$ $nogene$				0.2248 *** (0.0357)				
$CFO_j \times After02_t \times$ $process$						0.2361 *** (0.0878)		
$CFO_j \times After02_t \times$ mix								0.2110 ** (0.1057)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	377565	315598	360996	297591	200067	297591	321117	297591
R ²	0.8519	0.5579	0.7301	0.6193	0.8019	0.6193	0.7510	0.6193

八、结论与启示

“去产能”是全面深化供给侧结构性改革的重要一环，在新发展格局下如何缓解产能过剩事关国家安全和社会稳定，具有重要的现实意义。本文以我国服务业外资参股的政策调整作为准自然实验，采用双重差分法考察了服务业开放是否以及如何影响中国制造业企业产能利用率。本文的主要发现为，服务业开放有利于制造业企业产能利用率提升。同时，提高企业生产率、减少企业非效率投资和促进出口扩张是服务业开放促进企业产能利用率提升的重要传导途径。此外，本文对其中的异质性影响进行深入分析，发现服务业开放的产能利用率提升效应对于民营企业、一般贸易企业、高行业资本密集度企业和低融资约束企业更大；进一步研究发现，服务业开放激励企业转变出口贸易模式和出口贸易方式，并通过相应的转变促进企业产能利用率提高，缓解产能过剩。

本文研究的政策含义较为明显。(1)服务业开放对制造业企业产能利用率提升具有显著的促进作用，因此应继续实行更加积极主动的开放战略，稳步推进服务业外资参股开放政策，完善准入前国民待遇和负面清单管理制度，提高服务业市场的资源配置效率，创新服务贸易发展机制，形成更大范围、更宽领域、更深层次对外开放格局。(2)由于企业生产率、企业非效率投资和出口扩张均为服务业开放提高企业产能利用率的传导途径，在继续深化服务业开放的同时，应大力推进和深化市场化改革，完善企业破产重组和清算制度，破除行政垄断，避免行业过度竞争，激励企业创新，重视企业建设能力的建设，从而使服务业开放的产能利用率提升效应得到更为有效的发挥。(3)服务业开放有助于出口企业转变出口贸易模式和出口贸易方式，并通过转变提升了企业产能利用率。因此，应积极引

导出口企业进行贸易方式转型升级,优化我国的出口市场结构,增强制造业企业国际竞争力,进而充分释放服务业开放红利以助力中国制造业企业产能利用率提升,化解产能过剩。

参考文献:

1. 范子英、田彬彬:《出口退税政策与中国加工贸易的发展》,《世界经济》2014年第4期。
2. 韩国高、高铁梅、王立国、齐鹰飞、王晓姝:《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》,《经济研究》2011年第12期。
3. 蒋殿春、张宇:《经济转型与外商直接投资技术溢出效应》,《经济研究》2008年第7期。
4. 蒋为、顾凌骏:《融资约束、成本异质性与企业出口行为——基于中国工业企业数据的实证分析》,《国际贸易问题》2014年第2期。
5. 黎绍凯、朱文涛:《企业出口模式与出口产品质量:微观理论与经验证据》,《南方经济》2020年第11期。
6. 廖凡:《〈外商投资法〉:背景、创新与展望》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2020年第3期。
7. 林毅夫、巫和懋、邢亦青:《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》,《经济研究》2010年第10期。
8. 刘海洋、高璐、林令涛:《互联网、企业出口模式变革及其影响》,《经济学(季刊)》2020年第1期。
9. 刘晴、张盼盼:《经济政策不确定性对中国出口企业升级的影响——基于贸易中介集聚视角的经验分析》,《北京理工大学学报(社会科学版)》2022年第1期。
10. 刘帷韬、任金洋、冯大威、高琦:《经济政策不确定性、非效率投资与企业全要素生产率》,《经济问题探索》2021年第12期。
11. 刘志阔、陈钊、吴辉航、张瑶:《中国企业的税基侵蚀和利润转移——国际税收治理体系重构下的中国经验》,《经济研究》2019年第2期。
12. 吕越、余骁:《服务业开放、创新驱动与制造业企业的出口国内附加值》,《国际商务研究》2022年第3期。
13. 毛其淋、许家云:《贸易自由化与中国企业出口的国内附加值》,《世界经济》2019年第1期。
14. 毛其淋、杨琦:《出口贸易方式转变与企业产能利用率》,《国际贸易问题》2022年第7期。
15. 邵朝对、苏丹妮、王晨:《服务业开放、外资管制与企业创新:理论和中国经验》,《经济学(季刊)》2021年第4期。
16. 苏丹妮、丛聪:《服务业开放、盈利能力与制造业企业杠杆率》,《中南财经政法大学学报》2020年第4期。
17. 孙浦阳、侯欣裕、盛斌:《服务业开放、管理效率与企业出口》,《经济研究》2018年第7期。
18. 王永进、匡霞、邵文波:《信息化、企业柔性与产能利用率》,《世界经济》2017年第1期。
19. 夏杰长、倪红福:《服务贸易作用的重新评估:全球价值链视角》,《财贸经济》2017年第11期。
20. 徐朝阳、周念利:《市场结构内生变迁与产能过剩治理》,《经济研究》2015年第2期。
21. 徐倩:《不确定性、股权激励与非效率投资》,《会计研究》2014年第3期。
22. 许和连、金友森、王海成:《银企距离与出口贸易转型升级》,《经济研究》2020年第11期。
23. 杨振兵、严兵:《对外直接投资对产能利用率的影响研究》,《数量经济技术经济研究》2020年第1期。
24. 余森杰、金洋、张睿:《工业企业产能利用率衡量与生产率估算》,《经济研究》2018年第5期。
25. 余骁、郭志芳:《服务业开放如何提升企业全球生产链地位——基于中国微观企业的实证研究》,《国际贸易问题》2020年第4期。
26. 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》,《山西财经大学学报》2018年第1期。
27. 张艳、唐宜红、周默涵:《服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率》,《世界经济》2013年第11期。
28. Ackerberg, D. A., Caves, K., & Frazer, G., Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, Vol. 83, No. 6, 2015, pp. 2411–2451.
29. Arnold, J. M., Javorcik, B., Lipscomb, M., & Mattoo, A., Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India. *The Economic Journal*, Vol. 126, No. 590, 2016, pp. 1–39.
30. Bai, X., Krishna, K., & Ma, H., How You Export Matters: Export Mode, Learning and Productivity in China. *Journal of International Economics*, Vol. 104, 2017, pp. 122–137.
31. Bas, M., Does Services Liberalization Affect Manufacturing Firms' Export Performance? Evidence from India. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 42, No. 3, 2014, pp. 569–589.
32. Basu, S., & Kimball, M. S., Cyclical Productivity with Unobserved Input Variation. NBER Working Papers, No. 5915, 1997.
33. Brandt, L., & Morrow, P. M., Tariffs and the Organization of Trade in China. *Journal of International Economics*, Vol. 104, 2017,

pp. 85 – 103.

34. Cruz, A., Newman, C., Rand, J., & Tarp, F., Learning by Exporting: The Case of Mozambican Manufacturing. *Journal of African Economies*, Vol. 26, No. 1, 2017, pp. 93 – 118.
35. Feenstra, R. C., Li, Z., & Yu, M., Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 96, No. 4, 2014, pp. 729 – 744.
36. Fernandes, A. M., & Paunov, C., Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity: Evidence for Chile. *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2012, pp. 305 – 321.
37. Fernandes, A. P., & Tang, H., Determinants of Vertical Integration in Export Processing: Theory and Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol. 99, No. 2, 2012, pp. 396 – 414.
38. Findlay, C., Liu, R., Tang, Y., & Zhang, Y., Service Liberalization and Manufacturing Productivity: Evidence from Chinese Manufacturing Firms. Available at SSRN 4222186, 2022.
39. Helpman, E., Melitz, M. J., & Yeaple, S. R., Export versus FDI with Heterogeneous Firms. *American Economic Review*, Vol. 94, No. 1, 2004, pp. 300 – 316.
40. Levinsohn, J., & Petrin, A., Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, 2003, pp. 317 – 341.
41. Liu, Q., & Ma, H., Trade Policy Uncertainty and Innovation: Firm Level Evidence from China's WTO Accession. *Journal of International Economics*, Vol. 127, 2020, 103387.
42. Markusen, J. R., Trade in Producer Services and in Other Specialized Intermediate Inputs. *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, 1989, pp. 85 – 95.
43. Olley, S., & Pakes, A., The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, 1996, pp. 1263 – 1297.
44. Richardson, S., Over-investment of Free Cash Flow. *Review of Accounting Studies*, Vol. 11, No. 2, 2006, pp. 159 – 189.
45. Topalova, P., & Khandelwal, A., Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, No. 3, 2011, pp. 995 – 1009.
46. Yu, M., Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms. *The Economic Journal*, Vol. 125, No. 585, 2015, pp. 943 – 988.

Research on the Impact of the Opening Up of the Service Sector on the Capacity Utilization Rate of Manufacturing Enterprises in China

MAO Qilin, XIE Huifeng (Nankai University, 300071)

Summary: Against the backdrop of slowing economic growth, some industries are faced with the risk of overcapacity. From a long-term perspective, overcapacity has restricted the country's economic growth and social stability. This paper is based on the revision of China's Catalogue for the Guidance of Foreign Investment Industries (2002) and uses the policy adjustment of the foreign equity participation ratio in the service sector as a quasi-natural experiment, focusing on the impact and internal mechanism of the opening up of the service sector on the capacity utilization rate of manufacturing enterprises.

The marginal contribution of this paper is shown in the following five aspects. First, the existing literature has explored the impact of corporate behavior and corporate decision-making, government intervention, liberalization of foreign capital entry, export trade, and foreign direct investment on corporate capacity utilization, but little attention has been paid to the role of opening up in the service sector. This paper systematically explores the impact of the opening up of the service sector on enterprise capacity utilization, supplementing previous research. Second, this paper uses the relaxation of restrictions on foreign investment in the service sector as a quasi-natural experiment and uses the difference-in-difference method to examine the

impact of the opening up of the service sector on the capacity utilization of Chinese enterprises. Compared with previous studies, this paper can more accurately identify the causal effect. Third, in terms of measuring the openness of the service sector, most existing studies measure economic openness from the perspective of foreign investment access while ignoring the issue of national treatment in economic openness. This paper constructed variables to take the issue of national treatment into consideration, so we can more accurately and comprehensively examine the impact of the opening up of the service sector on the capacity utilization of Chinese enterprises. Fourth, in terms of the mechanism of action, this paper not only explores the role of productivity and export expansion effect channels based on previous research, but also further explores the mechanism of reducing corporate inefficient investment. This helps us better understand the intrinsic relationship between the opening up of the service sector and corporate capacity utilization. Fifth, from a policy perspective, this paper uses rich micro-enterprise panel data, and provides useful policy recommendations on how China can more effectively resolve overcapacity from the perspective of the opening up of the service sector.

This paper finds that the opening up of the service sector can significantly increase the capacity utilization rate of manufacturing enterprises. Improving enterprise productivity, promoting export expansion and reducing the inefficient investment of enterprises are important transmission channels for the opening up of the service sector to increase the capacity utilization rate of enterprises. In addition, this paper also examines the heterogeneous impact from multiple perspectives. The results show that the opening up's promotion effect is greater for private enterprises, general trading enterprises, enterprises with high industry capital intensity and enterprises with low financing constraints. Further research has found that the opening up of the service sector encourages enterprises to transform their export trade models and methods, improves their production capacity utilization and alleviates overcapacity through such transformation.

This study has the following policy implications. First, we should continue to implement a more proactive opening-up strategy, steadily expand the opening up of the service sector for foreign investment, and improve the pre-establishment national treatment and negative-list management systems. Second, corporate productivity, export expansion and corporate inefficient investment are all important channels for the opening up of the service sector to improve corporate capacity utilization. Therefore, we should vigorously advance market-oriented reforms, improve the corporate bankruptcy reorganization and liquidation system, break administrative monopolies, avoid excessive competition in the industry, and work hard to improve corporate management capabilities. Third, the opening up of the service sector helps export companies transform their export trade models and export trade methods, and improves their capacity utilization through such transformation. Therefore, export enterprises should be actively guided to transform and upgrade their trade methods, enhance the international competitiveness of manufacturing enterprises, and then fully release the dividends of the opening up of the service sector to help Chinese manufacturing enterprises improve their capacity utilization and resolve overcapacity.

Keywords: Opening Up of the Service Sector, Firms' Capacity Utilization, Foreign Equity Participation in the Service Sector, Difference-in-Differences

JEL: F14, O12, O47

责任编辑:静 好