

贸易便利化能否提升中国企业产能利用率

——来自“一带一路”沿线国家的证据

张 晴^{1,2}, 于津平¹

(1. 南京大学经济学院, 江苏南京 210093; 2. 滁州学院经济与管理学院, 安徽滁州 239000)

摘要: 贸易便利化环境的改善为企业提升产能利用率带来了新契机。文章通过构建贸易便利化对产能利用率的理论框架, 采用中国企业层面数据, 检验“一带一路”沿线国家贸易便利化对产能利用率的微观影响。结果表明: 沿线国家贸易便利化显著提升了中国制造业企业产能利用率; 从贸易便利化类别来看, 沿线国家口岸及物流效率对企业产能利用率的效应最大, 其次为规制环境、金融及电子商务、海关及边境管理; 从企业所属行业、所在地区与出口决策来看, 沿线国家贸易便利化对进口中间品高依赖度企业、内陆地区企业、非出口企业的产能利用率效应更大; 沿线国家贸易便利化产生的出口扩张效应、中间品进口替代效应、生产率改进效应是提升企业产能利用率的重要渠道。

关键词: 贸易便利化; 产能利用率; “一带一路”沿线国家; 成本函数法

中图分类号: F741 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2021)01-0072-13

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2021.01.007

Does Trade Facilitation Improve the Capacity Utilization of Chinese Enterprises? Evidence from “Belt & Road” Countries

ZHANG Qing^{1,2}, YU Jinping¹

(1. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. School of Economics and Management, Chuzhou University, Chuzhou 239000, China)

Abstract: The improvement of trade facilitation environment has brought new opportunities for enterprises to improve capacity utilization. By constructing the theoretical framework of trade facilitation on capacity utilization, this paper uses Chinese enterprise level data to test the micro impact of trade facilitation in the countries along the “Belt & Road” on capacity utilization. The results show that: trade facilitation in the “Belt & Road” countries has significantly improved the capacity utilization rate of Chinese enterprises. From the perspective of trade facilitation in “Belt & Road” countries, port and logistics efficiency have the greatest effect on the capacity utilization of enterprises, followed by regulatory environment, finance and e-commerce, customs and border management. From the perspectives of industry, region and export decision-making, trade facilitation in “Belt & Road” countries has a greater effect on capacity utilization of enterprises with high dependence on intermediate imports, enterprises in inland areas and non-export enterprises. The export expansion effect, intermediate import substitution effect and productivity promotion effect caused

收稿日期: 2020-09-07

基金项目: 国家社会科学基金重大研究专项项目“推动‘一带一路’贸易和投资自由化便利化研究: 量化评价与推进战略”(18VLDL014); 安徽省高校人文社会科学重点项目“‘一带一路’战略下安徽高端化外向型产业集群发展路径研究”(SK2019A0450); 安徽省社会科学创新发展攻关研究项目“安徽外向型产业集群与内陆开放新高地互动发展研究”(2019CX093)

作者简介: 张晴, 女, 副教授, 博士研究生, 主要从事国际贸易政策研究; 于津平, 男, 教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要从事国际贸易理论与政策研究。

by trade facilitation in “Belt & Road” countries are important channels to improve the capacity utilization rate of enterprises.

Key words: trade facilitation; capacity utilization rate; “Belt & Road” countries; cost function method

一、引言

企业产能利用率的提升是推动经济高质量发展的必然要求(范林凯等,2019)^[1],也是抓“六稳”、促“六保”亟待解决的一个关键难题。近年来,政府制定了多项专门措施,但企业产能利用不足问题尚未解决。^①受全球疫情冲击,世界经济低迷,逆全球化暗潮涌动,国内经济下行压力不断加大致使国内外需求端疲弱,企业提升产能利用率困难重重。当前形势下,学界与政府反思了政府干预对企业产能利用率提升的有效性,并着眼于企业的经营环境探寻产能利用率的提升路径(刘军和付建栋,2019)^[2]。由此,企业面临的贸易环境受到广泛关注。2020年6月,习近平主席向“一带一路”国际合作高级别视频会议发表书面致辞,提出高质量共建“一带一路”,将其打造成为促进经济社会恢复的复苏之路、释放发展潜力的增长之路。高质量共建“一带一路”,重点在于推进高水平的贸易便利化。为企业打造简化、协调、透明的贸易环境,一方面可降低贸易门槛,拓宽市场空间(Beverelli等,2015)^[3];另一方面可压缩中间品进口成本,企业采用更多种类、更高品质中间品以弥补生产短板,增加产品深度、广度(张先锋等,2019)^[4],有助于产能利用率的提升。那么,“一带一路”沿线国家(简称为沿线国家)贸易便利化改进能否为企业产能利用率提升带来新的契机?通过何种渠道带来何种影响?其内在运行作用机制如何?目前鲜有文献就此进行专文研究。本文以企业为研究样本,运用历史数据检验沿线国家贸易便利化对产能利用率的微观效应及作用机制,为设计贸易政策以提升产能利用率提供有益的决策参考。

梳理文献发现,学者多关注企业面临的“经营环境”所导致的低产能利用率选择,且重点包括两个方面:一是市场环境方面,如徐朝阳和周念利(2015)^[5]认为面对不确定性的市场需求,高效率企业审慎投产,为低效率企业留下大量市场空间导致低产能利用率现象。Murphy(2017)^[6]提出需求不足导致产能闲置,主张通过扩大需求以提升产能利用率。二是体制环境方面,林毅夫等(2010)^[7]、余东华和吕逸楠(2015)^[8]、徐业坤和马光源(2019)^[9]认为地方政府的不当干预、政策性补贴等导致了企业投资的“潮涌现象”及低产能利用率困境,主张通过转变地方政府激励机制、避免政府过度干预与企业盲目投资等方式予以解决。个别学者拓宽到国际视角,如杨光和孙浦阳(2017)^[10]认为外资进入自由化丰富了国内中间品市场,有利于企业产能利用率的提升。张同斌和刘俸奇(2018)^[11]采用国家层面数据验证了贸易开放对产能利用率的正向效应。已有研究开始思考外部环境对产能利用率的影响,却忽略了“后关税时代”国际经贸合作的重点方面——贸易便利化环境。将贸易便利化纳入既有研究框架,恰是对产能利用率理论机理的全面思考与进一步解释。

有关贸易便利化的效应研究主要基于宏观层面,验证其对贸易、经济增长的带动作用(刘斌等,2018)^[12]。随着微观数据的可得性增强,部分学者开始考察贸易便利化对企业绩效的影响。如Hornok和Koren(2015)^[13]验证了通关时间等对企业单次出口额的正向影响及对出口频率的负向影响。汪戎和李波(2015)^[14]发现过于复杂的贸易壁垒制约了企业出口品种多样化。唐宜红和顾丽华(2019)^[15]检验发现沿线国家贸易便利化有助于企业出口种类的增加。贸易便利化的集约、扩展边际效应研究,为其作用于产能利用率提供了间接证据,但总体来说研究视角较为局限,把握贸易便利化对产能利用率的作用机理尚需更为丰富的研究。

本文可能的贡献在于以下几点:第一,贸易便利化研究视角。立足沿线国家贸易便利化进程,充分考虑国内外经济形势与中国经济问题的复杂性,为企业提升产能利用率提供新路径与新思路,所得结论具有更强的适用性。第二,明晰内在作用机理。本文基于贸易便利化的出口扩张效应、进口中间品替代效应、生产率改进效应,系统构建其对产能利用率的作用渠道和分析框架,是对已有研究的拓宽和深化。第三,企业层

^①按照国际通行标准,我国2018、2019年工业产能利用率为76.5%、76.6%,呈现产能过剩水平。数据来自《中华人民共和国国民经济和社会发展统计公报》。

面经验证据支持理论观点。本文采用成本函数法测算我国企业产能利用率,考察沿线国家贸易便利化对企业产能利用率的异质性效应;采用中介效应模型,考察贸易便利化对产能利用率的作用渠道,为理论研究提供了微观证据。

二、理论分析与研究假设

本文参照 Bas 和 Strauss-Kahn(2014)^[16]的思路,构建贸易便利化影响企业产能利用率的理论框架。

(一) 企业生产与要素价格指数

开放经济下,构建垄断竞争市场中企业生产函数为:

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha-\beta_D-\beta_I} M_D^{\beta_D} M_I^{\beta_I} \quad (1)$$

其中,资本、劳动力、进口与本国中间品要素投入指数分别为 K 、 L 、 M_I 、 M_D 、 M_I 、 M_D 均采用替代弹性 (CES) 函数,见式(2)(3),其中 n_I 、 n_D 为进口、本国中间品种类数,各种类中间品 m_I^j 、 m_D^j 的替代弹性为 δ_I 、 δ_D ($\delta_I > 1$ 、 $\delta_D > 1$)。

$$M_I = \left[\int_0^{n_I} (m_I^j)^{\frac{\delta_I-1}{\delta_I}} dj \right]^{\frac{\delta_I}{\delta_I-1}} \quad (2)$$

$$M_D = \left[\int_0^{n_D} (m_D^j)^{\frac{\delta_D-1}{\delta_D}} dj \right]^{\frac{\delta_D}{\delta_D-1}} \quad (3)$$

由 Bas 和 Strauss-Kahn(2014)研究可知,企业国内、进口中间品均在其平均水平 \bar{M}_D 、 \bar{M}_I 下生产,各类中间品要素投入指数分别为 $M_D = (n_D)^{\delta_D/(\delta_D-1)} \bar{M}_D$ 、 $M_I = (n_I)^{\delta_I/(\delta_I-1)} \bar{M}_I$ 。中间品投入量 $\widehat{M}_D = n_D \bar{M}_D$ 、 $\widehat{M}_I = n_I \bar{M}_I$,此时企业生产率 T 为:

$$T = \frac{Y}{K^\alpha L^{1-\alpha-\beta_D-\beta_I} \widehat{M}_D^{\beta_D} \widehat{M}_I^{\beta_I}} = (n_D)^{\frac{\beta_D}{\delta_D-1}} (n_I)^{\frac{\beta_I}{\delta_I-1}} \quad (4)$$

设定国内中间品价格指数 $P_D = \left[\int_0^{n_D} (p_d^j)^{1-\delta_D} dj \right]^{\frac{1}{1-\delta_D}}$ 。进口中间品价格除受进口商品到岸价 p_I^j 影响之外,仍与贸易成本紧密相关,主要包括:一是贸易便利条件不完善产生中间品进口损耗(λ),该损耗与贸易条件成反比,即贸易条件越便利,损耗 λ 越小(刘斌等,2018;唐宜红和顾丽华,2019)^[12,15];二是由于关税等贸易保护措施产生的损耗,即为得到1单位的进口中间品,必须出口的中间品为 $1 + \tau$ 单位,且贸易保护政策越强,该损耗越大(张同斌和刘俸奇,2018)^[11]。故采用“冰山成本”形式设定中间品进口价格为 $P_I^j = \frac{1+\tau}{1-\lambda} p_I^j$,此时在投入指数为1情况下,进口中间品价格指数见式(5),且 $\frac{\partial P_I}{\partial \lambda} > 0$,即 λ 越大,越低的贸易便利化程度带来越高的进口中间品价格。

$$P_I = \left[\int_0^{n_I} \left(\frac{1+\tau}{1-\lambda} p_I^j \right)^{1-\delta_I} dj \right]^{\frac{1}{1-\delta_I}} \quad (5)$$

(二) 生产成本

开放条件下企业生产成本共包含两个部分:一是可变成本,表现为全要素生产率 T 、劳动力价格 w 及资本使用成本的函数。资本使用成本不仅与资本租金价格 r 正相关,亦与企业所具备的产能利用程度 (u) 有关,表现为资本存量的利用程度越高,其维护成本越高。故参照 Altig 等(2011)^[17]的研究,设定资本使用价格为 $ra(u) = rpu^2$ ($\rho > 0$),其中, $a(u)$ 表示特定产能利用率下的资本维护成本。此时,可变成本可表示为:

$$VC = (1 - \alpha - \beta_D - \beta_I)^{-(1-\alpha-\beta_D-\beta_I)} \alpha^{-\alpha} \beta_D^{-\beta_D} \beta_I^{-\beta_I} w^{1-\alpha-\beta_D-\beta_I} [ra(u)]^\alpha [P_I(\lambda, \tau, p_I^j, n_I)]^{\beta_I} [P_D(p_d^j, n_D)]^{\beta_D} T^{-1} \quad (6)$$

二是固定成本,包括市场进入、中间品搜寻管理、贸易成本部分。其中,市场进入成本用 f 表示。中间品搜寻管理成本与进口、本国中间品的使用种类正相关,参考李波和杨先明(2018)^[18]方法,将其设定为 $\frac{\theta(n_D^2 + n_I^2)}{2}$ 。贸易成本受通关成本、营商环境、政策透明度影响,即与贸易便利化程度成反比。同时,贸易成本受企业经营绩效影响,而产能利用程度正是企业运营效率的综合体现。产能闲置企业较难实现规模经济导致单位生产成本较高;自身资金流动性不足加之偿债能力较弱,使之面对困难的融资环境与高额的贸易成本(刘军,2016)^[19]。故企业贸易成本受贸易便利化、产能利用程度的影响,参照汪戎和李波(2015)^[14]将其设置为 $\frac{\eta f(u)}{1-\lambda}$ 。若该产品进入国际市场销售时, $\eta > 1$,且产能利用率越低,所需贸易成本越高($f'(u) < 0, f''(u) < 0$),为简化起见,设定 $f(u) = \kappa + vu^2 (v < 0)$ 。

(三) 利润最大化选择

根据加成定价法,企业产品价格 $P = TC \times \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}$,其中 $\varepsilon > 1$ 为市场需求弹性。市场规模为 M 时,设置产品需求函数为 $Q = MP^{-\varepsilon}$,可得企业利润见式(7):

$$\pi = R \left\{ [(a(u))]^\alpha (P_D)^{\beta_D} (P_I)^{\beta_I} (n_D)^{\frac{\beta_D}{1-\delta_D}} (n_I)^{\frac{\beta_I}{1-\delta_I}} \right\}^{1-\varepsilon} - f - \frac{\theta(n_D^2 + n_I^2)}{2} - \frac{\eta f(u)}{1-\lambda} \quad (7)$$

其中, $R = \frac{M(\varepsilon-1)^{\varepsilon-1}}{\varepsilon} [(1-\alpha-\beta_D-\beta_I)^{-(1-\alpha-\beta_D-\beta_I)} \alpha^{-\alpha} \beta_D^{-\beta_D} \beta_I^{-\beta_I} w^{1-\alpha-\beta_D-\beta_I} r^\alpha]^{1-\varepsilon}$ 。对式(7)求关于 u 的导数,可得利润最大化时产能利用率 u^* 为式(8):

$$u^* = Z u_1 u_2 = Z (1-\lambda)^{\frac{1}{2(1-\alpha+\alpha\varepsilon)}} G^{\frac{\varepsilon-1}{2(\alpha-\alpha\varepsilon-1)}} \quad (8)$$

其中, $Z = \left[\frac{\eta v}{R\alpha(1-\varepsilon)\rho^{\alpha(1-\varepsilon)}} \right]^{\frac{1}{2(\alpha-\alpha\varepsilon-1)}} > 0, G = (P_D)^{\beta_D} (P_I)^{\beta_I} (n_D)^{\frac{\beta_D}{1-\delta_D}} (n_I)^{\frac{\beta_I}{1-\delta_I}} > 0$,且 $\frac{\partial G}{\partial P_I} > 0$ 。对(8)式求

关于贸易便利化反向水平(λ)的导数,可知 $\frac{\partial u^*}{\partial u_1} \frac{\partial u_1}{\partial \lambda} = -Z u_2 \frac{1}{2} (1-\alpha+\alpha\varepsilon)^{-1} (1-\lambda)^{\frac{1}{2(1-\alpha+\alpha\varepsilon)}-1} < 0, \frac{\partial u^*}{\partial u_2} \frac{\partial u_2}{\partial \lambda} = Z u_1 \frac{1}{2} (\varepsilon-1) (1-\alpha+\alpha\varepsilon)^{-1} G^{\frac{\varepsilon-1}{2(\alpha-\alpha\varepsilon-1)}-1} \frac{\partial G}{\partial P_I} \frac{\partial P_I}{\partial \lambda} < 0$ 。故 $\frac{\partial u^*}{\partial \lambda} = \frac{\partial u^*}{\partial u_1} \frac{\partial u_1}{\partial \lambda} + \frac{\partial u^*}{\partial u_2} \frac{\partial u_2}{\partial \lambda} < 0$,即表明贸易便利化有利于企业产能利用率的提升。由此提出本文待验证假设1。

H1: 贸易便利化有利于提升企业的产能利用率。

根据式(7),企业选择出口的临界产能利用率满足: $S [P_I^{\beta_I} \hat{u}^2]^{1-\varepsilon} = f + \frac{\theta(n_D^2 + n_I^2)}{2} + \frac{\eta(\kappa + v\hat{u}^2)}{1-\lambda}$,其中, $S = R [P_D^{\beta_D} n_D^{\beta_D/(1-\delta_D)} n_I^{\beta_I/(1-\delta_I)} \rho]^{1-\varepsilon}$ 。故当 $u > \hat{u}$ 时,企业做出口决策,否则企业不出口。由此条件进一步可得:

$$\frac{\partial \hat{u}}{\partial \lambda} = \frac{(1-\lambda)^{-2} \eta(\kappa + v\hat{u}^2) - S\beta_I(1-\varepsilon)\hat{u}^{2(1-\varepsilon)} P_I^{\beta_I(1-\varepsilon)-1} \left(\frac{\partial P_I}{\partial \lambda} \right)}{2(\varepsilon-1) S P_I^{\beta_I(1-\varepsilon)} u^{1-2\varepsilon} - \frac{2\eta v u}{1-\lambda}} > 0 \quad (9)$$

式(9)表明,贸易条件改善降低了出口参与门槛,更多企业选择出口以满足国际市场需求,有助于拓展海外市场,更易获得出口扩张效应以提升企业产能利用率(Beverelli等,2015)^[3]。

对式(7)求关于 n_D, n_I 的导数,可知利润最大化的国内、进口中间品种类 n_D^*, n_I^* 分别为:

$$n_D^* = \left\{ \frac{R\beta_D(\varepsilon-1)}{\delta_D-1} \left[\frac{\beta_I(\delta_D-1)}{\beta_D(\delta_I-1)} \right]^{\frac{\beta_I(\varepsilon-1)}{2(\delta_I-1)}} P_I^{\beta_I(1-\varepsilon)} P_D^{\beta_D(1-\varepsilon)} \theta^{-1} \right\}^\varphi \quad (10)$$

$$n_I^* = \left\{ \frac{R\beta_I(\varepsilon-1)}{\delta_I-1} \left[\frac{\beta_D(\delta_I-1)}{\beta_I(\delta_D-1)} \right]^{\frac{\beta_D(\varepsilon-1)}{2(\delta_D-1)}} P_I^{\beta_I(1-\varepsilon)} P_D^{\beta_D(1-\varepsilon)} \theta^{-1} \right\}^\varphi \quad (11)$$

其中, $\varphi = \frac{(\delta_i - 1)(\delta_D - 1)}{2(\delta_i - 1)(\delta_D - 1) - (\varepsilon - 1)[\beta_D(\delta_i - 1) + \beta_I(\delta_D - 1)]} > 0$, 可知 $\frac{\partial n_i^*}{\partial \lambda} < 0$, 且存在 $\frac{\partial P_i}{\partial \lambda} > 0$, 表明, 贸易便利化降低中间品进口成本, 有助于企业增加进口中间品使用, 发挥中间品进口替代效应。一方面, 有助于企业生产多种类、高质量的产品, 提高产品的广度与深度, 增强市场竞争力 (Colantone 和 Crinò, 2014; 许家云等, 2017)^[20-21], 更好满足市场需求以提升产能利用率。另一方面, 降低了企业以“过剩产能”的非理性选择威胁竞争对手的可能性。企业选择“产能的先前承诺”即扩大产能 (Moreno 和 Ubeda, 2006)^[22] 彰显自身实力来阻止竞争者进入。然而, 贸易便利化进程迅速增加了中间品进口种类、数量, 既有设备难以与之匹配, “先前承诺”的威胁效果大大降低, 此时, 理性企业不会选择借由产能扩张来防御竞争对手 (杨光和孙浦阳, 2017)^[10]。

结合企业生产率公式(4)可知, $\frac{\partial T}{\partial \lambda} = \frac{\partial T}{\partial n_D^*} \times \frac{\partial n_D^*}{\partial \lambda} + \frac{\partial T}{\partial n_I^*} \times \frac{\partial n_I^*}{\partial \lambda} < 0$, 表明贸易便利化具有生产率改进效应。贸易便利化条件下, 一方面, 更为苛刻的国外需求与激烈的市场竞争敦促企业改进工艺提升质量, 使其获得了更多学习国外新技能的契机 (Hoekman 和 Shepherd, 2015)^[23], 增强学习效应。另一方面, 贸易便利化压缩了中间品采购与搜寻成本, 使企业有更多的资金用于技术研发与产品改进, 有益于其生产率的提升 (李波和杨先明, 2018)^[18]。同时, 面对优越的市场空间或不确定性市场需求时, 高生产率的企业审慎投资的能力更强, 拥有更高的产能利用程度 (徐朝阳和周念利, 2015; 余森杰等, 2018)^[5, 24]。综上, 本文提出假设 2。

H2: 贸易便利化可通过出口扩张效应、中间品进口替代效应、生产率改进效应来影响企业产能利用率。

三、模型构建、核心指标测算与数据说明

(一) 模型构建

为验证贸易便利化对企业产能利用率的影响, 设计模型如下:

$$CU_{ijt} = a_0 + a_1 TF_{jt} + \gamma X_{ijt} + \mu_i + \mu_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

其中, i, j, t 表示企业、行业与年份, CU 为企业产能利用率, TF 表示 j 行业面临的贸易便利化程度。控制变量 X 包括: 市场需求 (mar), 采用企业的销售收入减去应收账款的差额与工业总产值的比值表示。固定资本 (cap), 采用企业固定资产合计与工业总产值的比值表示, 代表企业已付出、难以跟随市场迅速收回的沉没成本, 预期系数为负。中间投入要素比 (inp), 采用中间投入与工业总产值的比值表示。由于中间品作为企业可变成本, 容易根据市场需求变化迅速灵活调整以控制产能, 预计系数为正。企业规模 ($scale$) 用企业总资产额表示, 小规模企业难以把控市场, 信息不完备的情况下所做的投资决策易产能闲置 (林毅夫等, 2010)^[7]。就业弹性 (emp), 用于衡量企业按照经营情况辞退或雇佣员工的灵敏程度, 高就业弹性企业借由可变成本调整产能的灵活性高。参照马红旗等 (2018)^[25] 办法, 采用从业人员数对存货的弹性值表示, 计算公式为 $\frac{job_t - job_{t-1}}{job_{t-1}} / \frac{sto_t - sto_{t-1}}{sto_{t-1}}$, 其中 job 为从业人员数, sto 表示企业存货。政府补贴 (sub), 用补贴收入与工业总产值的比值表示, 政府出于政绩考核的压力为企业提供补贴, 助长盲目投资带来产能闲置, 预计系数为负。金融支持 (fin), 采用企业负债合计占工业总产值的比值衡量, 地方政府干预金融资源流向, 宽松的货币环境易导致企业盲目扩张, 预期系数为负。企业年龄 (age) 采用样本年份减去企业成立年份表示 (徐业坤和马光源, 2019)^[9], 经营年份决定了经营管理效率, 有利于企业根据市场调整产能; 同时, 经营年份越长, 生产结构越稳定, 不利于提升产能利用率, 故 age 对 CU 的影响取决于正负效应的对比。另外, 本文对所有变量取 $\ln(1 + var)$ 形式, μ_i, μ_j, μ_t 分别表示企业、行业、时间固定效应, ε 表示随机扰动项。

(二) 核心指标测算

1. 产能利用率的测算。本文采用成本函数法测算企业产能利用率(CU),即基于成本函数理论,探寻长期、短期平均成本曲线切点处的产出以确定产能产出,并以实际产出与产能产出的比值衡量企业产能利用程度。借鉴马红旗等(2018)^[25],具体步骤如下:

第一步,设定可变成本函数并估计参数。可变成本 VC 采用的超越对数成本函数形式:

$$\begin{aligned} \ln VC = & \alpha_0 + \alpha_Y \ln Y + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln P^L + \alpha_M \ln P^M + \alpha_T \ln T + 1/2 \alpha_{YY} (\ln Y)^2 + 1/2 \alpha_{KK} (\ln K)^2 + \\ & 1/2 \alpha_{LL} (\ln P^L)^2 + 1/2 \alpha_{MM} (\ln P^M)^2 + 1/2 \alpha_{TT} (\ln T)^2 + \ln Y (\alpha_{YK} \ln K + \alpha_{YL} \ln P^L + \alpha_{YM} \ln P^M + \\ & \alpha_{YT} \ln T) + \ln K (\alpha_{KL} \ln P^L + \alpha_{KM} \ln P^M + \alpha_{KT} \ln T) + \ln P^L (\alpha_{LM} \ln P^M + \alpha_{LT} \ln T) + \alpha_{MT} \ln P^M \ln T \end{aligned} \quad (13)$$

其中,劳动力 L、中间品 M、资本存量 K 的价格为 P^L 、 P^M ^①、 P^K ,产出、技术要素分别表示为 Y、T。为确保线性齐次的参数条件,设置约束条件如下:

$$\begin{aligned} \alpha_L + \alpha_M = 1, \quad \alpha_{LL} + \alpha_{LM} = 0 \quad \alpha_{YL} + \alpha_{YM} = 0 \\ \alpha_{LT} + \alpha_{MT} = 0, \quad \alpha_{MM} + \alpha_{LM} = 0 \quad \alpha_{KL} + \alpha_{KM} = 0 \end{aligned} \quad (14)$$

由 shepard 引理可推得可变要素需求份额 S^L 、 S^M 为:

$$S^L = \frac{\partial \ln VC}{\partial \ln P^L} = \alpha_L + \alpha_{LL} \ln P^L + \alpha_{YL} \ln Y + \alpha_{KL} \ln K + \alpha_{LM} \ln P^M + \alpha_{LT} \ln T \quad (15)$$

$$S^M = \frac{\partial \ln VC}{\partial \ln P^M} = \alpha_M + \alpha_{MM} \ln P^M + \alpha_{YM} \ln Y + \alpha_{KM} \ln K + \alpha_{LM} \ln P^L + \alpha_{MT} \ln T \quad (16)$$

由于式(13)~(16)间存在“跨方程的预算约束”问题,本文分二位数行业开展 SUR 似不相关回归,估计可变成本函数各参数值。

第二步,测算产能产出及 CU。设定短期平均成本函数为 $SAC = \frac{STC}{Y} = \frac{VC}{Y} + \frac{KP^K}{Y}$,根据包络定理及产能产出的经济内涵,企业最小化其短期平均成本的产出水平,即产能产出 Y^* ,且可知 $\frac{\partial SAC}{\partial Y^*} = \frac{\partial VC / \partial Y^*}{Y^*} - \frac{VC + KP^K}{Y^{*2}}$, $\frac{\partial VC}{\partial Y} = \frac{\partial \ln VC}{\partial \ln Y} \times \frac{VC}{Y}$ 。联立可推得:

$$\frac{P^K K}{VC|_{Y=Y^*}} - \alpha_{YY} \ln Y^* = \alpha_Y + \alpha_{YK} \ln K + \alpha_{YL} \ln P^L + \alpha_{YM} \ln P^M + \alpha_{YT} \ln T \quad (17)$$

运用迭代方法求解方程(17)式即可解出产能产出 Y^* ,并根据 $CU = \frac{Y}{Y^*}$ 测算产能利用率。测算过程中 VC 采用应付薪酬与中间品投入之和表示, Y 用工业总产值表示, K 采用永续盘存法测得的资本存量表示。 P^L 采用企业应付薪酬与从业人数的比值表示。 P^M 采用中间投入品价格指数来衡量,即以 WIOD 数据库的世界投入产出表为准,计算各行业国内、进口投入权重,依此对中国统计局公布的国内产出价格指数与进口商品价格指数加权得到。^② T 选用 LP 法估计得到的全要素生产率。 P^K 按照 $P_i^K = q_i \left(r_i + \sigma_i - \frac{\dot{q}_i}{q_i} \right)$ 计算,其中, q_i 表示资本购置价格,用固定资产价格指数(2006年 = 1)表示, \dot{q}_i 、 σ_i 为资本价格变动量、折旧率。 r_i 为企业支付利息,采用按月份加权平均的3~5年期的银行贷款利息率。

2. 贸易便利化水平测算。为刻画沿线国家贸易便利化对本国各行业的影响,本文参考刘斌等

①此处的 P^M 为考虑国内、进口中间品的价格及两者之间替代弹性后的中间品价格指数。

②囿于数据获取困难,现有研究多采用中间品价格指数 P^M 代替中间品价格。而基于本文研究目标需考虑国内、进口中间投入问题,故构建加权平均的出厂价格指数予以替代。测算过程中,投入权重与出厂价格指数分别基于《国际标准行业分类》(ISIC Rev4.0)与《国民经济行业分类》(GB/T 4754 - 2002),故通过行业转换代码予以整合。

(2018)^[12]的方法,构建贸易便利化指标(TF)。^①计算公式为:

$$TF_j = \sum_{mt} \left(Facilitation_{mt} \times \frac{VT_{jmt}}{\sum_{mt} VT_{jmt}} \right) \quad (18)$$

其中, VT_{jmt} 表示中国 j 行业与 m 国的贸易额, $Facilitation_{mt}$ 表示中国与其它“一带一路”沿线国家 m 的贸易便利化平均水平。由式(18)可知, TF_j 为 j 行业所面临的各个国家贸易便利化的加权平均值,权重是该行业与各个国家的贸易份额。根据世贸组织的《贸易便利化协定》与Perez和Wilson(2012)^[26]界定的广义内涵,构建贸易便利化指标体系(见表1),采用主成分分析法测算 $Facilitation$ 。

表1 贸易便利化的指标构成

一级指标	二级指标
口岸及物流效率	公路基础设施质量、铁路基础设施质量、港口基础设施质量、航空运输基础设施的质量
海关及边境管理	非关税壁垒的盛行度、贸易关税、海关手续负担、非常规支付与贿赂、政府解决法律法规冲突效率
规制环境	司法独立、犯罪与暴力的商业成本、知识产权保护、政府决策透明度、徇私舞弊、政府监管负担、法律法规解决纠纷效率
电子商务及金融	金融服务获得性、金融服务成本、企业对新技术吸收、新技术获得性、互联网的使用

(三) 数据说明

本文主要使用三套数据。第一套数据来自中国工业企业数据库。相较于国泰安数据库,中国工业企业数据更新较慢,时间跨度为1998~2013年。但考虑到国泰安数据库仅包括上市公司样本,易导致样本选择偏差问题,且难以获取企业关键特征指标,故本文选择中国工业企业数据库。针对统计口径差异导致的指标缺失,参照余森杰等(2018)^[24]方法,采用“就业人员平均工资*从业人数”“工业总产出*销售成本/销售收入-工资支付-折旧额”代替缺失的应付薪酬、中间品投入值。剔除固定资产原值等关键指标缺失、违反会计准则的样本,各名义指标采用以2006年为基期的价格指数予以平减。第二套数据来自世界经济论坛公布的《全球竞争力报告》。数据时间段为2006~2015年的竞争力子指标得分,对其作标准化处理得到贸易便利化二级指标。因此,本文样本的时间跨度为2006~2013年。第三套数据来自中国海关贸易数据库。首先分离出中国与“一带一路”沿线各国的贸易数据;其次,将协调HS编码归类转化为国民经济行业分类,据此测算二位数行业贸易依存状况。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表2报告了基准回归结果。第1列为仅考虑核心解释变量的个体固定效应回归。结果表明, TF 估计系数显著为正,初步验证了假设1。第2列为加入控制变量的个体固定效应回归,第3、4列为进一步控制了行业、地区固定效应回归。可以发现,核心解释变量的系数符号及显著性具有较好稳定性。从第4列的完整结果可知,在其他条件不变情况下,沿线国家贸易便利化程度每提升1个百分点,可使得我国企业产能利用率提升0.22个百分点,进一步验证了假设1。其他控制变量的回归结果与预期基本符合。市场需求对 CU 具有显著的正向作用,固定资本的回归系数显著为负,表明固定资本具有较强的专用性,市场疲软时资本大量闲置,

^①考虑数据的可能性,“一带一路”沿线国家样本包括:中国、巴林、孟加拉国、文莱、柬埔寨、塞浦路斯、印度、印度尼西亚、伊朗、以色列、约旦、科威特、马来西亚、蒙古、尼泊尔、阿曼、巴基斯坦、菲律宾、卡塔尔、沙特阿拉伯、新加坡、斯里兰卡、叙利亚、泰国、土耳其、阿拉伯联合酋长国、越南、埃及、黑山共和国、希腊、阿尔巴尼亚、保加利亚、匈牙利、波兰、罗马尼亚、爱沙尼亚、拉脱维亚、立陶宛、格鲁吉亚、亚美尼亚、阿塞拜疆、哈萨克斯坦、吉尔吉斯共和国、俄罗斯、塔吉克斯坦、乌克兰、斯洛文尼亚、克罗地亚、捷克、斯洛伐克共和国、前马其顿、波黑。

容易导致产能利用率下降。就业弹性和中间投入要素比的回归系数显著为正,表明企业随着市场状况调整可变投入要素的能力越强,产能的控制力越强。企业规模对 CU 具有正向影响,规模越小的企业,越易闲置产能。政府补贴的回归系数显著为负,该结论与余东华和吕逸楠(2015)^[8] 结论相符合。企业年龄的回归系数显著为正,表明其对 CU 的正向效应占据主导地位。金融支持的回归系数显著为负,帮助企业获取金融资源仍是地方政府影响微观实体的主要手段,不利于 CU 的提升。

(二) 扩展分析

1. 区分贸易便利化分类指标。分别估计贸易便利化的4个子指标对 CU 的影响,具体见表3。结果可知,四个子指标的估计系数均在1%的置信水平上显著为正。比较各子指标,口岸及物流效率对 CU 的提升效果最大,其次分别为规制环境、金融及电子商务、海关及边境管理。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
TF	0.0188*** (105.39)	0.0031*** (15.56)	0.0022*** (13.42)	0.0022*** (13.43)
mar		0.0162*** (34.45)	0.0043*** (11.24)	0.0043*** (11.23)
cap		-0.0093*** (-22.79)	-0.0032*** (-9.68)	-0.0032*** (-9.68)
emp		0.0083*** (6.81)	0.0034*** (3.26)	0.0033*** (3.24)
inp		0.1812*** (192.97)	0.2570*** (331.19)	0.2570*** (331.21)
$scale$		0.0075*** (75.52)	0.0062*** (79.12)	0.0062*** (79.08)
fin		-0.0127*** (-39.37)	-0.0070*** (-26.86)	-0.0070*** (-26.88)
age		0.0124*** (73.53)	0.0110*** (82.19)	0.0110*** (82.18)
sub		-0.0682*** (-7.20)	-0.0454*** (-5.74)	-0.0454*** (-5.74)
常数项	0.5710*** (1501.34)	0.4069*** (400.17)	0.3369*** (204.92)	0.3730*** (31.40)
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	否	是
观测值	928000	790285	790285	790285
R^2	0.0369	0.2794	0.5312	0.5313

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著,括号内的值为纠正异方差后的 t 值

表3 区分贸易便利化分类指标的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	口岸及物流效率	海关及边境管理	规制环境	金融及电子商务
TF	0.0054*** (24.86)	0.0014*** (6.87)	0.0026*** (15.29)	0.0021*** (17.04)
X	是	是	是	是
常数项	0.3693*** (31.09)	0.3544*** (30.04)	0.3730*** (31.26)	0.3745*** (31.47)
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	803820	803820	803820	803820
R^2	0.5309	0.4650	0.5303	0.5304

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著,括号内的值为纠正异方差后的 t 值

2. 区分进口中间品依赖程度。根据各行业对“一带一路”中间品进口比重,划分样本为高、低依赖度行业的子样本,分别回归结果见表4第1-2列。可知,进口中间品低依赖度行业子样本下 TF 估计系数较小且不显著,表明从沿线国家贸易便利化对进口中间品高依赖度行业的产能利用率提升效果更大,侧面印证了中间品进口替代效应是贸易便利化提升 CU 的作用渠道。

3. 区分企业所在区域。改革开放以来,各地区的经济发展与制度环境存在较大差异。贸易便利化对 CU 的影响是否存在地区差异?根据企业所在地区划分样本为沿海地区(东部11个省份)与内陆地区(中部、西部、东北地区23个省份),回归结果见表4第3-4列。可知, TF 的估计系数均显著为正,对比来说, TF 对内陆地区企业 CU 提升作用更大。沿线各国贸易便利化为内陆地区企业打通“亚欧非”的贸易通道,有利于内陆企业积极对接国际市场以提升 CU 。

表4 区分进口中间品依赖程度、所在区域差异的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	中间品进口高依赖度	中间品进口低依赖度	沿海地区	内陆地区
TF	0.0042*** (16.88)	0.0003 (1.39)	0.0027*** (14.56)	0.0031*** (8.14)
X	是	是	是	是
常数项	0.4338*** (119.88)	0.3687*** (74.74)	0.3765*** (28.98)	0.3257*** (108.41)
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
观测值	331243	459042	638387	199397
R ²	0.5453	0.4954	0.5355	0.5283

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著，括号内的值为纠正异方差后的t值

4. 区分企业出口决策的差异。根据企业是否存在出口行为，分别回归结果见表5第1-2列。结果显示，对比出口企业，沿线国家贸易便利化对非出口企业CU的提升更加明显。可能的原因：贸易便利化一方面可减少贸易成本，降低出口市场的门槛；另一方面，有益于高质量、多种类的中间品进口，两个方面均有利于降低产能闲置率。然而，半数以上出口企业是“为出口而进口原材料、零部件”的加工贸易型企业，被余淼杰等(2018)^[24]认定为低技术含量活动，而非出口企业是以高技术含量的资本品为主要进口种类，拥有更高的生产率。故非出口企业从贸易便利化中获益更大。

(三) 稳健性检验

1. 贸易便利化的内生性问题。本文的核心解释变量为行业层面数据，被解释变量为企业层面数据，一般情况下微观变量对宏观变量的逆向因果关系可能性较低。但基于研究的完整性与结果的稳健性考虑，本文参考Acemoglu等(2001)^[27]的方法，选取人口死亡率倒数作为贸易便利化的工具变量。原因在于：一方面，贸易便利化包含制度层面内涵，人口死亡率的倒数反映制度环境的优劣并具有路径依赖特征，故历史人口死亡率的倒数对TF产生影响，符合相关性要求；另一方面，历史人口死亡率的倒数，与影响CU其它扰动项不具有直接相关关系，符合外生性要求。工具变量采用各国1960~1967年人口死亡率倒数表示，数据来自世界银行“Doing Business”数据库，且为可得的最早数据。两阶段最小二乘法估计(2SLS)结果见表6第1列，可知在解决了内生性影响后，假设1结论依然成立。工具变量的有效性检验，Kleibergen-Paap rk LM statistic在1%的显著水平下拒绝识别不足的原假设，Kleibergen-Paap rk Wald F statistic在较高水平上拒绝弱工具变量的原假设。

2. 替代变量回归。第一，被解释变量的更换。一是采用“峰值法”，即将“峰年”最高产值作为产能产出测得的CU。二是采用“生产函数法”。基于新古典增长理论，参考余东华和吕逸楠(2015)^[8]，运用计量方法推导出生产函数边界，以确定生产要素充分利用时的“技术产能”，在此基础上测算的CU。第二，核心解释变量的更换。一是根据Perez和Wilson(2012)^[26]对狭义贸易便利的界定，采用“口岸及物流效率”“海关及边境管理”指标，计算狭义层面的贸易便利化指数。二是参照刘斌等(2018)^[12]的做法，即突出贸易便利化的成本控制核心目标，以贸易成本的倒数衡量贸易便利化程度，数据可得于世界银行“Doing Business”数据库。各替代变量回归结果见表6第2-5列，可知核心解释变量的系数符号及显著性均未发生实质性变化，再次验证了假设1。

表5 区分企业出口决策的回归结果

变量	(1)	(2)
	非出口	出口
TF	0.0030*** (13.62)	0.0010*** (3.64)
X	是	是
常数项	0.2907*** (128.63)	0.3832*** (86.05)
企业固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
观测值	566072	224213
R ²	0.5370	0.5151

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著，括号内的值为纠正异方差后的t值

表6 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2SLS	峰值法	生产函数法	狭义 TF	贸易成本倒数
<i>TF</i>	0.0072 *** (30.91)	0.0349 *** (34.80)	0.0556 *** (20.90)	0.0026 *** (10.71)	0.0056 *** (26.17)
<i>mar</i>	0.0163 *** (35.92)	0.0789 *** (32.77)	0.0817 *** (13.00)	0.0043 *** (11.43)	0.0044 *** (11.77)
<i>cap</i>	-0.0090 *** (-23.22)	-0.4416 *** (-166.54)	-1.2896 *** (-177.75)	-0.0033 *** (-10.23)	-0.0032 *** (-9.93)
<i>emp</i>	0.0078 *** (6.88)	0.0112 *** (34.52)	0.1107 *** (73.10)	0.0035 *** (3.52)	0.0036 *** (3.59)
<i>inp</i>	0.1822 *** (218.48)	0.1717 *** (46.75)	0.3787 *** (38.55)	0.2563 *** (334.45)	0.2570 *** (335.07)
<i>scale</i>	0.0074 *** (79.40)	0.2034 *** (321.41)	0.0882 *** (50.83)	0.0062 *** (80.13)	0.0061 *** (79.39)
<i>fin</i>	-0.0127 *** (-41.29)	-0.4454 *** (-236.84)	-0.3996 *** (-86.46)	-0.0070 *** (-27.36)	-0.0071 *** (-27.58)
<i>age</i>	0.0106 *** (63.85)	0.0798 *** (86.38)	-0.0957 *** (-36.65)	0.0113 *** (89.08)	0.0100 *** (74.98)
<i>sub</i>	-0.0624 *** (-6.67)	-0.5331 *** (-11.61)	-0.7114 *** (-5.85)	-0.0460 *** (-5.86)	-0.0429 *** (-5.48)
常数项		-1.5690 *** (-30.69)	-0.6787 *** (-2.09)	0.3744 *** (31.28)	0.3735 *** (31.80)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	8.1e+04 *** {0.0000}				
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	8.3e+05 * [16.38]				
企业固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	673534	811994	811994	803820	803820
R^2	0.2785	0.7341	0.3278	0.5301	0.5309

注:中括号内为 Stock-Yogo weak ID test 在10%显著水平的临界值,大括号内为 P 值

五、贸易便利化影响产能利用率的机制检验

按照前文理论分析,本文通过中介效应模型,基于出口扩张效应、中间品进口替代效应、生产率改进效应开展贸易便利化提升产能利用率的机制检验。

(一) 出口扩张效应的渠道检验

为验证出口扩张效应,选取直接出口波动 ED 、关联出口波动 EA 为中介变量,设置中介效应模型见(19)(20)式。其中 ED 选取各行业以沿线国家为目的国的出口增长率表示; EA 表示因下游行业的出口波动所引发的本土上游产品的需求波动,按照 $EA_{jt} = \sum_{n \neq j} (\delta_{jn} ED_{nt})$ 计算,这里 δ_{jn} 为 n 行业从 j 行业购买投入品的权重。由于 ED 、 EA 为行业层面指标,故(19)式中企业层面的控制变量以加权平均形式转换为行业层面形式 \bar{X} 。

$$ED(EA)_{jt} = b_0 + b_1 TF_{jt} + \delta \bar{X}_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (19)$$

$$CU_{ijt} = a_0 + a_1 TF_{jt} + a_2 ED_{jt} + a_3 EA_{jt} + \gamma X_{ijt} + \mu_i + \mu_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (20)$$

表7第1-2是(19)式的估计结果,可以看出TF的系数均显著为正,表明沿线国家贸易便利化显著扩大了出口需求。第3列同时加入贸易便利化与出口扩张效应的2个中介变量,与基准模型结果相比TF系数下降明显(下降了73%),表明沿线国家贸易便利化为国内企业开放更大的国际市场空间,有助于企业借助出口扩张效应提升产能利用率。

(二) 中间品进口替代效应的渠道检验

为验证中间品进口替代效应,引入中间品进口种类IV、进口质量IQ作为中介变量,设置模型见(21)、(22)式。IV采用 $IV_{jt} = \sum_{\lambda \in \Omega_j} (\theta_{\lambda t} IV_{\lambda t})$ 测算,其中,这里 λ 为j行业的中间品, $\theta_{\lambda t}$ 为 λ 要素的投入成本占j行业所有投入成本的比重, $IV_{\lambda t}$ 为行业最终品进口种类。借鉴许家云等(2017)^[20]的“事后反推法”,IQ的估算分为:第一步,估计模型 $\ln Q_{icht} = \phi_{ct} - \delta \ln P_{icht} + \varepsilon_{icht}$,其中 Q_{icht} 、 P_{icht} 表示i企业从c国进口h产品的数量、价格, ϕ_{ct} 为国家-产品固定效应,残差项 ε 中包含产品进口质量信息,故按照 $IQ_{icht} = \frac{\hat{\varepsilon}_{icht}}{\delta - 1}$ 推算企业-国家-产品层面的产品进口质量。第二步,行业层面的最终品进口质量按照 $IQ_{\lambda t} = \sum_{ch \in \pi \lambda t} \left[IQ_{icht} \times \left(\frac{w_{icht}}{\sum_{ch \in \pi \lambda t} w_{icht}} \right) \right]$ 测算。其中, $\pi \lambda t$ 为 λ 行业进口产品和国家集合, w_{icht} 为进口价值额。第三步,根据 $IQ_{jt} = \sum_{\lambda \in \Omega_j} (\theta_{\lambda t} IQ_{\lambda t})$ 测算行业层面的中间品进口质量。此外,由于IV、IQ为行业层面指标,故(21)式中企业层面的控制变量以加权平均形式转换为行业层面形式 \bar{X} 。

$$IV(IQ)_{jt} = c_0 + c_1 TF_{jt} + \delta \bar{X}_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (21)$$

$$CU_{ijt} = a_0 + a_1 TF_{jt} + a_2 IV_{jt} + a_3 IQ_{jt} + \gamma X_{ijt} + \mu_i + \mu_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (22)$$

表7第4-5列是对(21)式的估计结果,可知TF系数均显著为正,意味着贸易便利化显著增加了中间品进口种类与质量。第6列同时加入贸易便利化与中间品进口替代效应的2个中介变量(IV、IQ),与基准模型估计结果相比TF系数下降明显(下降了23%),说明沿线国家贸易便利化带来了种类更多、质量更高的中间品,有助于企业弥补生产短板,增加出口产品种类、提升其品质及CU。

表7 作用渠道检验

变量	出口波动效应			中间品进口替代效应			生产率改进效应	
	ED	EA	CU	IV	IQ	CU	TFP	CU
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TF	0.0463 *** (2.64)	0.0481 *** (3.44)	0.0006 *** (2.97)	0.2122 * (1.34)	0.5876 *** (3.38)	0.0017 *** (9.14)	0.0015 *** (21.49)	0.0016 *** (9.44)
ED			0.0058 *** (18.15)					
EA			0.0135 *** (20.62)					
IV						0.0012 *** (5.53)		
IQ						0.0004 *** (3.52)		
TFP								0.4776 *** (68.62)
X	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	2.9293 *** (22.45)	2.8183 *** (25.04)	0.3090 *** (85.65)	0.0920 *** (0.04)	0.3561 *** (0.22)	0.3706 *** (31.10)	0.0568 *** (41.65)	0.3454 *** (29.21)
企业固定效应	否	否	是	否	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	否	否	是	是	是
时间固定效应	否	否	是	否	否	是	是	是
观测值	135	135	790285	135	135	790285	801445	790285
R ²	0.7514	0.8108	0.5498	0.2272	0.4618	0.5314	0.1605	0.5477

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著,括号内的值为纠正异方差后的t值。

(三) 生产率改进效应的渠道检验

为验证生产率改进效率,设置模型见(23)(24)式,其中选用LP法的全要素生产率TFP为中介变量。

$$TFP_{ijt} = d_0 + d_1 TF_{jt} + \gamma X_{ijt} + \mu_i + \mu_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (23)$$

$$CU_{ijt} = a_0 + a_1 TF_{jt} + a_2 TFP_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \mu_i + \mu_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (24)$$

表7第7列是(23)式的回归结果,显示TF的系数显著为正,表明TF显著提升了TFP,该结论与李波和杨先明(2018)^[18]的结论一致。第8列为同时加入贸易便利化与生产率中介因素回归结果。TF的系数估计值较基准模型存在明显降幅(下降了27%),表明生产率提升效应的确是贸易便利化提升企业CU的一个途径。此外,对比三个作用渠道,可知现阶段沿线国家贸易便利化通过出口扩张效应对企业CU的提升作用大于中间品替代效应与生产率改进效应。

六、结论与启示

本文采用2006~2013年中国制造业企业层面数据,检验了沿线国家贸易便利化对我国企业产能利用率的微观影响及作用机制,结论如下:(1)沿线国家贸易便利化显著提升了我国企业产能利用率,该结论在处理了内生性问题、多种替代变量检验后依然稳健。(2)从贸易便利化类别来看,沿线国家口岸及物流效率对企业产能利用率的效应最大,其次为规制环境、金融及电子商务、海关及边境管理。(3)进一步考察企业对进口中间品依赖度、所在区域及出口决策的差异化影响,发现进口中间品高依赖度企业、内陆地区企业及非出口企业从沿线国家贸易便利化获益更大。(4)中介效应模型检验表明,沿线国家贸易便利化产生的出口扩张效应、中间品进口替代效应、生产率改进效应是提升企业产能利用率的重要渠道。

研究结论包含以下政策内涵:第一,沿线国家贸易便利化进程为我国企业提升产能利用率提供了新路径。缓解产能利用不足不仅包括扩大市场需求,降低产能闲置率,更重要的是培养优质产能,实现供需匹配。而沿线国家贸易便利化进程,既有益于降低国际市场进入门槛,又有益于培育优质产能以更好满足市场需求,帮助企业提升产能利用率。第二,政府应积极倡导与推动沿线国家贸易便利化进程,深化口岸与物流效率、规制环境、基础设施、海关通关的现代化、标准化、规范化改革,充分释放便利化对企业产能利用率的溢出效应。第三,助推“一带一路”建设与西部开发、中部崛起的战略融合,降低先进机械设备、高技术密集度中间品进口的关税等贸易成本,助力中西部地区企业、非出口企业、进口中间品高依赖度企业的产能升级与产能利用率提升。第四,企业应以“一带一路”倡议为契机,充分利用广阔的海外市场与优质、多种类的进口中间品,提升自身生产率并逐步实现产能升级。

参考文献:

- [1] 范林凯,吴万宗,余典范,等.中国工业产能利用率的测度、比较及动态演化[J].管理世界,2019(8):84-96.
- [2] 刘军,付建栋.营商环境优化、双重关系与企业产能利用率[J].上海财经大学学报,2019(4):70-89.
- [3] BEVERELLI C, NEUMUELLER S, TEH R. Export diversification effects of the WTO trade facilitation agreement[J]. World Development, 2015, 76(12):293-310.
- [4] 张先锋,谢正莹,蒋慕超.中间品进口对企业产能利用率的影响:基于中间品进口的数量、种类与质量维度[J].世界经济研究,2019(1):121-134.
- [5] 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.
- [6] MURPHY D. Excess capacity in a fixed-cost economy[J]. European Economic Review, 2017, 91(1):245-260.
- [7] 林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J].经济研究,2010(10):4-19.
- [8] 余东华,吕逸楠.政府不当干预与战略性新兴产业产能过剩[J].中国工业经济,2015(10):53-68.
- [9] 徐业坤,马光源.地方官员变更与企业产能过剩[J].经济研究,2019(5):129-145.
- [10] 杨光,孙浦阳.外资自由化能否缓解企业产能过剩?[J].数量经济技术经济研究,2017(6):3-19.
- [11] 张同斌,刘俸奇.贸易开放度与经济增长动力——基于产能利用和资本深化途径的再检验[J].国际贸易问题,2018(1):20-31.

- [12] 刘斌,王乃嘉,屠新泉. 贸易便利化是否提高了出口中的返回增加值[J]. 世界经济,2018(8):103-128.
- [13] HORNOK C, KOREN M. Per-shipment costs and the lumpiness of international trade[J]. Review of Economics & Statistics, 2015,97(2):525-530.
- [14] 汪戎,李波. 贸易便利化与出口多样化:微观机理与跨国证据[J]. 国际贸易问题,2015(8):33-43.
- [15] 唐宜红,顾丽华. 贸易便利化与制造业企业出口——基于“一带一路”沿线国家企业调查数据的实证研究[J]. 国际经贸探索,2019(2):4-19.
- [16] BAS M, STRAUSS-KAHN V. Does importing more inputs raise exports? firm-level evidence from france[J]. Reviews of World Economics,2014,150(2):241-275.
- [17] ALTIG D, CHRISTIANO L, EICHENBAUM M, et al. Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle[J]. Review of Economic Dynamics,2011,14(2):225-247.
- [18] 李波,杨先明. 贸易便利化与企业生产率:基于产业集聚的视角[J]. 世界经济,2018(3):54-79.
- [19] 刘军. 产能过剩与企业出口自我选择[J]. 产业经济研究,2016(5):13-25.
- [20] COLANTONE I, CRINÒ R. New imported inputs, new domestic products[J]. Journal of International Economics,2014,92(1):147-165.
- [21] 许家云,毛其淋,胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J]. 世界经济,2017(3):52-75.
- [22] MORENO D, UBEDA L. Capacity precommitment and price competition yield the cournot outcome[J]. Games and Economic Behavior,2006,56(2):323-332.
- [23] HOEKMAN B, SHEPHERD B. Who profits from trade facilitation initiatives? Implications for african countries[J]. Journal of African Trade,2015,2(1):51-70.
- [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[J]. 经济研究,2018(5):56-71.
- [25] 马红旗,黄桂田,王韧,等. 我国钢铁企业产能过剩的成因及所有制差异分析[J]. 经济研究,2018(3):94-109.
- [26] PEREZ A P, WILSON J S. Export performance and trade facilitation reform: hard and soft infrastructure[J]. World Development,2012,40(7):1295-1307.
- [27] ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J A. The colonial origins of comparative development: an empirical investigation[J]. American Economic Review,2001,91(5):1369-1401.



(责任编辑 周法法)