

企业管理能力、全要素生产率与企业出口

——基于中国制造业微观企业证据

张体俊 黄建忠 高翔

摘要：本文基于局部均衡贸易模型构建了企业管理能力、全要素生产率（TFP）与企业出口的分析框架，并利用2000—2014年中国工业企业数据和海关数据，从企业内部异质性的视角考察了企业管理能力和TFP对企业出口行为的影响及作用机制。研究表明：（1）企业管理能力和TFP显著提升了企业出口二元边际与出口产品质量；（2）随着企业TFP的提高，企业管理能力对企业出口二元边际和产品质量的促进效应随之减弱；（3）仅中低技术企业的管理能力显著提升了企业的出口产品质量，其它类型则不明显；（4）提升企业可变成本与降低固定成本是提升企业管理能力促进企业出口二元边际的主要作用渠道；（5）绿色TFP（GTFP）显著促进了企业出口二元边际；（6）企业管理能力和TFP的提升显著降低了企业退出出口市场的风险，且随着企业TFP的提高，企业管理能力对企业存续时间的提升效应随之增加。

关键词：企业管理能力；全要素生产率；出口产品质量；出口二元边际；生存分析
[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 5-0155-20

引言

企业异质性对企业行为的影响是国际贸易研究中的重要关注点。国际贸易理论从早期以研究产业间贸易为对象的传统贸易理论，到以研究规模经济、异质产品和相对收入等为基础的产业内贸易为对象的新贸易理论，再到如今以企业异质性为依据的企业行为及其影响为对象的新新贸易理论，将研究对象从产业层面逐渐细化到了企业层面，丰富了不同结构层面的异质性行为及其效应观察视角。同时，在新新贸易理论中，企业是否出口取决于其生产率水平（Naudé et al., 2013）^[1]，企业出口行为在很大程度上又与企业异质性特征相关（Orts and Martí, 2018）^[2]，而企业

[收稿日期] 2022-01-07

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“全球价值链重整下中国制造业的分工位置、收益评估与转型升级研究”（20CJL011）；全国统计科学研究优选（一般）项目“价值链分工视角下我国制造企业服务化水平的统计测度研究”（2021LY012）

[作者信息] 张体俊：上海大学经济学院博士研究生；黄建忠：上海对外经贸大学国际经贸学院教授；高翔（通讯作者）：上海对外经贸大学国际经贸学院副教授，电子邮箱 gaoxiang19901005@126.com

管理能力作为企业内部异质性的特征之一，其实践能力通常也取决于商业环境和学习能力的溢出效应（Bloom et al., 2019）^[3]，并在企业进入出口市场决策中扮演着重要的角色（Yalcin and Sala, 2011）^[4]。

从实践经验观察，改革开放以来我国国民经济和对外贸易发展创造了举世瞩目的成就，经济总量跃居世界第二，成为全球第一出口贸易大国。如今，我国制造业在出口贸易中所占比例高达95%以上，扮演的角色举足轻重，奠定了对外贸易高速发展的动力之源。然而，我国制造业企业多数从事价值链分工体系中的加工组装环节，处于“低端锁定”和出口增加值率较低的发展阶段，造成这一“短板”的原因之一在于我国制造业企业中的管理能力不足。因此，本文从微观角度进一步深入探讨我国制造业企业的管理能力和企业全要素生产率对企业出口行为的影响，不仅可以深化对企业异质性的认识，更是对现实需要的理论回应。

本文基于 Manova 和 Yu（2017）^[5] 和 Bloom 等（2018）^[6] 的局部均衡模型，构建了基于企业管理能力、TFP 与企业出口的新的分析框架，并利用 2000—2014 年中国工业企业数据和海关数据，从企业内部异质性的视角考察了企业管理能力和 TFP 对企业出口行为的影响及作用机制，希望以此进一步丰富和深化对中国制造业攀升全球价值链分工地位、促进出口贸易转型升级的理论认识，得出从企业管理能力突破、实现企业生产率提升以促进出口贸易竞争力跃升的政策建议。

一、文献综述

与本文较为紧密的文献主要有两类。一是由企业异质性表现的出口效应及影响因素，二是企业异质性、企业生产率对企业出口的影响及作用机制。企业异质性对于理解国际贸易比较优势至关重要（Bernard and Jensen, 2004^[7]；Eaton et al., 2004^[8]）。首先，Bernard 等（1995）^[9] 较早考察了美国企业出口现象，发现仅一小部分企业从事出口活动，所表现出的特征为较大的企业规模、更高的员工薪酬以及更加娴熟的技术水平。之后，Bernard 等（2003）^[10] 也发现拥有较高生产效率、较大规模和面对较少竞争摩擦的部分企业多会从事出口，而另一部分则会转向内销或非贸易生产活动。与此同时，Melitz（2003）^[11] 认为企业进入出口市场存在一定的沉没成本，该因素是决定企业出口行为持续能力的重要依据，且在企业出口决策中，企业异质性、沉没成本和空间集中度对于塑造企业出口行为具有重要的作用（Yi and Wang, 2012）^[12]。李坤望等（2015）^[13] 从比较优势差异化的视角出发，发现企业对出口的倾向程度更多地取决于信息化密集度。而亢宇君和刘晓辉（2019）^[14] 认为，企业出口并非总是依赖企业异质性所表现出的比较优势，如企业出口产品分散化仅仅提高了企业广延边际，但并未对企业集约边际发挥作用。此外，企业出口行为及其绩效还会受到企业间的技术溢出效应（易靖韬，2009）^[15]、特定产业和区位因素（Roberts and Tybout, 1997）^[16]、参与国际合作（Castellacci, 2010）^[17] 等外部异质性因素的影响。

一般而言，选择从事出口贸易的制造业企业中，企业异质性和生产率对企业出

口均具有积极的促进作用,且贡献程度不一(赵鹏豪和王保双,2016)^[18]。其中,外资企业要比国有企业具有更高的出口倾向,且外资企业的生产率更高(Cole et al. 2010)^[19]。而在服务业企业中,企业生产率、资本密集度等因素对服务业企业出口同样表现出明显的促进效应(李磊等,2017)^[20]。与之不同的是,部分学者认为并非只有拥有高生产率的企业才有可能选择出口,其中的一个重要原因是企业所处的位置:处于跨国边界地区的企业出口可能性较高且拥有较高的企业生产率(Brakman et al., 2020)^[21],且随着企业生产率的提升,企业出口的积极性也会受到抑制(闫周府等,2019)^[22]。另外,企业出口决策也会受中介因素的影响。其中,沉没成本和企业异质性因素发挥着重要的影响作用(Padmaja and Sasidharan, 2017)^[23]。出口企业通过降低进入市场的信息搜寻成本和沉没成本来促进企业出口,从而显著提高了企业在出口市场中的存续时间,即降低了企业退出市场的风险概率(李行云等,2018)^[24]。而段文奇和刘晨阳(2020)^[25]认为,企业出口不应只靠企业生产率来推动,还需着力降低企业出口的固定成本并发挥其积极的中介效应。另外,在与本文研究出发点类似的文献中,Martinez 和 Sánchez(2019)^[26]认为,企业管理水平越好,生产率越高,就越有利于企业参与FDI;且出口企业拥有的高级管理团队(TMTs)越多样化,越能在高度不确定性环境中获得竞争优势(Lohrke et al., 2003)^[27]。可见,企业管理能力对于企业应对营商环境变化、提高生产率和增强竞争能力至关重要。

综上所述,从企业管理能力角度探讨企业内部异质性,进而解释制造业企业出口行为决策的成果尚不多见。本文由企业管理能力入手,考察企业异质性来源并开展对我国制造业企业的出口行为研究,其可能的创新和贡献是:第一,通过构建局部均衡模型,将企业管理能力和TFP纳入模型作为企业选择出口的重要影响因素,揭示了企业管理能力和TFP影响企业出口行为的微观机制;第二,相比已有文献,本文量化了企业管理能力对企业出口产品质量的影响;第三,进一步分析了企业管理能力对固定成本和可变成本变动的的影响,以检验其对企业出口二元边际的作用,丰富了该主题下机制内涵的研究;第四,从绿色TFP(GTFP)的视角扩展了对企业出口行为的影响;第五,进一步分析了企业管理能力和TFP对企业存续时间的影响。本文的研究和结论不仅为制造业企业出口贸易发展提供了一个新的理论解释,也为我国制造业企业管理能力建设和提升生产率、促进产业与贸易结构转型升级提供了微观决策参考和宏观理论指导,还在一定程度上,拓展并丰富了学界关于异质性企业贸易理论的研究。

二、理论框架与研究假说

(一) 消费者与偏好

假设贸易市场中包含本国市场 d 和国外市场 $j \in \{1, 2, \dots, J\}$,且 J 为出口到国外市场的集合体。本国市场 d 中不同企业会提供具有水平和垂直差异化特征的产品,且企业仅在能够获取目的国市场潜在利润的前提下才会选择出口。假定消费者对不同产品需求具有多样性偏好,此时国外市场 j 中代表性消费者的偏好满足常

替代弹性 (CES) 的效用函数, 其形式为:

$$U_j = \left[\int_{i \in \Omega_j} (q_{ji} x_{ji})^\alpha di \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

其中, i 代表本国市场 d 企业出口到国外市场 j 的产品; Ω_j 为被国外市场 j 消费的产品 i 的集合; q_{ji} 和 x_{ji} 分别代表国外市场 j 中消费产品 i 的质量和消费数量; α 代表不同产品之间替代弹性 σ 的一个参数, 即 $\sigma \equiv 1/(1 - \alpha) > 1$ 。设定国外市场 j 的总支出为 R_j , 那么国外市场中对于产品 i 的需求形式可表示为^①:

$$x_{ji} = R_j P_j^{\sigma-1} q_{ji}^{\sigma-1} p_{ji}^{-\sigma} \quad (2)$$

式 (2) 中, P_j 是国外市场 j 质量调整后的名义总价格指数, p_{ji} 代表对应该出口产品的价格。名义总价格指数 P_j 可表示为:

$$P_j = \left[\int_{i \in \Omega_j} \left(\frac{p_{ji}}{q_{ji}} \right)^{1-\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

式 (3) 中, 产品质量被定义为^②: 任何产品特质 (Product Attribute) 且不能够直接观察到, 包括客观特质、主观偏好或其他需求冲击, 即在给定产品价格的情况下, 该特质可以增加产品对消费者的吸引力。出口产品质量测度可通过式 (2) 来完成, 将等式两边同时取对数得到:

$$(\sigma - 1) \ln q_{ji} + \ln R_j + (\sigma - 1) \ln P_j = \ln x_{ji} + \sigma \ln p_{ji} \quad (4)$$

式 (4) 中, 出口产品价格和数量可以直接被观察到, 以此来测度本国出口到国外市场 j 中的不能被直接观测到的出口产品质量。 R_j 和 P_j 是国外市场 j 中的总支出和名义总价格, 且不随产品种类需求变化而发生改变, 进一步可以求出出口产品的质量信息 (Khandelwal et al., 2013)^[28]。具体处理过程见下文的出口产品质量测度部分。

(二) 企业管理能力与企业出口行为

国内出口企业的目标是: 如何在国外市场获取最大利润? 即企业需要考虑将何种产品出口到哪个国家以及出口价格是多少等问题。鉴于此, 企业出口需满足的前提假定条件为: (1) 本国企业进入市场需要承担 $f_e > 0$ 单位的沉没成本, 如企业研发及品牌宣传等投入; (2) 企业 TFP 和产品质量具有事前不确定性 (Ex-ante Uncertainty), 即只有在完成生产后才能决定企业是选择退出还是进入市场并出口; (3) 企业一旦具备进入市场条件, 那么企业就会专注于管理能力 $\varphi \in (0, +\infty)$ 和产品专业技术水平 $\lambda_i \in (0, +\infty)$ 上, 且产品 λ_i 符合标准正态分布; (4) 企业需要承担生产和销售中的总固定成本 f_h 和提供单位产品产生的间接固定成本 f_p (以单位劳动来度量); (5) 管理能力不同的企业将会选择生产具有异质性的产品; (6) 进入国外市场 j 均会产生额外的总服务成本 f_{hj} , 比如遵守海关安检和法规等;

①限于篇幅, 推导过程可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②当产品特质由内部异质性决定时, 依然不影响理论模型的正确性。证明过程可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

(7) 国内出口产品中包含了“产品—目的国”特定的固定成本 f_{pj} ，比如满足国外产品消费的定制标准及广告宣传等；(8) 存在国内产品向国外出口过程中的可变运输成本，即交易 1 单位产品就会产生 $\tau_j > 1$ 单位（标准形式）的贸易冰山成本（Iceberg Cost）。

基于前文的分析和假定，我们从国内出口产品中包含的产品质量信息角度来考察企业出口的行为动机。国外市场中企业的总支出 R_j 和总价格指数 P_j 是给定的，且在完全市场竞争和产品连续分布的情况下，出口企业能够获取“产品—目的国市场”的最大化利润（Eckel et al., 2015）^[29]。同时，借鉴 Manova 和 Yu（2017）的思想，将企业 TFP 视为企业管理能力 φ 与产品专业技术 λ_i 乘积的形式，即 $TFP_i = \varphi\lambda_i$ ($\varphi\lambda_i > 1$)，并假定企业生产 1 单位的产品需要投入 $(\varphi\lambda_i)^{-\delta}$ 单位劳动（假定工资率为 1），参数 $\delta \geq 0$ 决定了对 TFP 的影响程度，即企业 TFP 越高，单位劳动投入越低，且劳动投入内生决定了最终品的生产率。另外，企业生产率 $\delta \geq 0$ 也内生地决定了企业出口的单位产品质量，即 $q_i(\varphi, \lambda_i) = (\varphi\lambda_i)^\theta$ ， $\theta > 0$ ，此时企业生产 1 单位产品质量需要投入的单位劳动成本为： $w_i = (\varphi\lambda_i)^{\theta-\delta} = (\varphi\lambda_i)^\theta \times (\varphi\lambda_i)^{-\delta}$ ，这意味着产品质量越高，其投入的单位成本越高，因为质量越高的产品，中间投入的工艺越复杂；参数 θ 反映了企业出口产品质量的高低：从消费者的角度来看，可以将其视为产品质量差异的效用大小；从生产者的角度来看，可以将其视为产品质量差异的报酬水平。因此，企业出口到国外市场 j 所获得的利润需满足的条件为：拥有管理能力 φ 的企业生产具有专业技术 λ_i 的产品，即企业 TFP 为 $\varphi\lambda_i$ ，生产投入的单位成本为 $(\varphi\lambda_i)^{\theta-\delta}$ 且递增。则企业利润形式为：

$$\begin{cases} \max_{\{p_{ji}, x_{ji}\}} \pi_{ji}(\varphi, \lambda_i) = p_{ji}(\varphi, \lambda_i)x_{ji}(\varphi, \lambda_i) - \tau_j x_{ji}(\varphi, \lambda_i)(\varphi\lambda_i)^{\theta-\delta} - f_{pj} \\ \text{s. t. } x_{ji}(\varphi, \lambda_i) = R_j P_j^{\sigma-1} [q_{ji}(\varphi, \lambda_i)]^{\sigma-1} [p_{ji}(\varphi, \lambda_i)]^{-\sigma} \end{cases} \quad (5)$$

对式（5）利用拉格朗日求导法，可以求出^①：

$$\begin{aligned} p_{ji}(\varphi, \lambda_i) &= \frac{\tau_j(\varphi\lambda_i)^{\theta-\delta}}{\alpha}, \quad x_{ji}(\varphi, \lambda_i) = R_j P_j^{\sigma-1} \left(\frac{\alpha}{\tau_j}\right)^\sigma (\varphi\lambda_i)^{\delta\sigma-\theta} \\ q_{ji}(\varphi, \lambda_i) &= (\varphi\lambda_i)^\theta, \quad p_{ji}(\varphi, \lambda_i)/q_{ji}(\varphi, \lambda_i) = \frac{\tau_j(\varphi\lambda_i)^{-\delta}}{\alpha} \\ r_{ji}(\varphi, \lambda_i) &= R_j \left(\frac{P_j \alpha}{\tau_j}\right)^{\sigma-1} (\varphi\lambda_i)^{\delta(\sigma-1)}, \quad \pi_{ji}(\varphi, \lambda_i) = \frac{r_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\sigma} - f_{pj} \end{aligned} \quad (6)$$

式（6）中等号左边符号的含义依次代表：产品价格 p_{ji} 、产品数量 x_{ji} 、产品质量 q_{ji} 、质量调整后的产品价格 p_{ji}/q_{ji} 、收入 r_{ji} 和利润 π_{ji} 。需要说明的是，当企业选择不出口时，冰山成本 $\tau_j = 1$ ，此时“产品—目的国”的固定成本 f_{pj} 就与间接固定成本 f_p 相等。进一步将式（6）分别对企业管理能力 φ 和全要素生产率 $\varphi\lambda_i$ 分别求偏导，得：

①限于篇幅，推导过程可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

$$\frac{\partial x_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi} > 0, \frac{\partial q_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi} > 0, \frac{\partial r_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi} > 0, \frac{\partial \pi_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi} > 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial x_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi \lambda_i} > 0, \frac{\partial q_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi \lambda_i} > 0, \frac{\partial r_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi \lambda_i} > 0, \frac{\partial \pi_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi \lambda_i} > 0 \quad (8)$$

据此，我们提出本文的核心假说1：在出口市场中，企业管理能力越高，企业出口产品质量越高，越会将更多产品出口到国外市场，赚取更高的收入和利润。换言之，企业管理能力的提升不仅促进了企业出口二元边际，还有利于企业出口产品质量的提高。

(三) 企业管理能力、TFP 与企业出口行为

我们再对企业 TFP 的作用做进一步延伸。设定企业全要素生产率 $\psi = TFP_i(\varphi, \lambda_i) = \varphi \lambda_i$ ，将式 (7) 分别对 $TFP_i(\varphi, \lambda_i)$ 求偏导，得：

$$\left\{ \begin{aligned} \frac{\partial^2 x_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi \partial \psi} &= R_j P_j^{\sigma-1} \lambda_i \left(\frac{\alpha}{\tau_j} \right)^\sigma (\delta\sigma - \theta) (\delta\sigma - \theta - 1) (\varphi \lambda_i)^{\delta\sigma - \theta - 2} \\ \frac{\partial^2 q_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi \partial \psi} &= \lambda_i \theta (\theta - 1) (\varphi \lambda_i)^{\theta - 2} \\ \frac{\partial^2 r_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi \partial \psi} &= R_j \left(\frac{P_j \alpha}{\tau_j} \right)^{\sigma-1} \lambda_i \delta (\sigma - 1) [\delta (\sigma - 1) - 1] (\varphi \lambda_i)^{\delta(\sigma-1)-2} \\ \frac{\partial^2 \pi_{ji}(\varphi, \lambda_i)}{\partial \varphi \partial \psi} &= \frac{R_j \left(\frac{P_j \alpha}{\tau_j} \right)^{\sigma-1} \lambda_i \delta (\sigma - 1) [\delta (\sigma - 1) - 1] (\varphi \lambda_i)^{\delta(\sigma-1)-2}}{\sigma} \end{aligned} \right. \quad (9)$$

式 (9) 中，理论上我们无法判断各等式两端的具体符号。因此，为了进一步判断式 (9) 中等式符号，且遵循前文已设定的各字母含义，即 $\sigma > 1$ ， $\theta > 0$ ， $\delta \geq 0$ ， $\varphi \lambda_i > 1$ 且 $\lambda_i > 0$ ，这里只需判断 $(\delta\sigma - \theta) (\delta\sigma - \theta - 1)$ 、 $\theta(\theta - 1)$ 和 $[\delta(\sigma - 1) - 1]$ 的符合即可。针对以上分析，可分为以下情况进行讨论：

(1) 当 $\delta\sigma > \theta > 1$ 且 $\sigma > 1$ 时，式 (9) 中各项等式的符号均为正，说明企业 TFP 越高，企业管理能力对企业出口产品质量、出口数量、收入和利润的促进作用越强。

(2) 当 $\theta < \delta\sigma < \theta + 1$ 且 $\sigma < 1$ 时，式 (9) 中各项等式的符号均为负，说明企业 TFP 越高，企业管理能力对企业出口产品质量、出口数量、收入和利润的促进作用越弱。

(3) 当 $\delta\sigma > \theta > 1$ 且 $\sigma < 1$ 或 $\theta < \delta\sigma < \theta + 1$ 且 $\sigma > 1$ 时，企业 TFP 对以上指标的促进作用所表现的调节效应不确定。

考虑到企业管理能力和 TFP 之间存在交互效应，且彼此间对企业出口的影响

可能具有“此消彼长、相互制约”的作用，我们猜想第(2)种情况更加符合企业出口的现实预期，以此提出本文的扩展假说2：在出口市场中，随着企业TFP的提高，企业管理能力对企业出口二元边际的促进作用随之减弱。

(四) 企业管理能力、TFP与出口产品质量

由于出口产品质量不可被直接观测，因此我们专门针对企业管理能力、TFP与出口产品质量之间的关系做进一步延伸分析。根据前文的式(7)和式(8)分析，企业管理能力和企业TFP均对出口产品质量具有促进作用，然而引入彼此之间的交互项后，式(9)中的质量方程对企业TFP的二阶偏导数为负，以此提出扩展假说3：在出口市场中，随着企业TFP的提高，企业管理能力对出口产品质量的促进作用随之减弱。

三、数据说明、指标测度与典型化事实

(一) 数据说明

本文主要使用2000—2014年中国工业企业数据库(简称工企数据库)和海关数据库合并后的出口制造业企业样本来开展企业管理能力、TFP与企业出口之间的研究工作。首先，我们参照Cai和Liu(2009)^[30]、Yu(2015)^[31]的方法对数据进行了处理。其次，为了减少样本异常值的影响，我们将合并后的数据样本按1%的标准进行了年度双边缩尾(Winsor)处理。

(二) 核心指标测度

1. 企业管理能力(*manage*)

企业管理能力是企业有效整合内外部资源以应对外部威胁，并识别利用外部机遇的一种能力，反映了在动态环境中所拥有的竞争优势，在组织战略和规范行为中起着重要的作用。本文主要利用两个指标来加以衡量：一是利用企业的主营业务收入与资产总额的比值来表示企业管理能力(宋跃刚和郑磊，2020)^[32]，这也是本文进行经验分析的核心解释变量；二是利用企业组织资本来代表企业管理能力。借鉴Eisfeldt和Papanikolaou(2013)^[33]的研究，使用衡量企业组织资本存量的累积销售、一般和行政(SG&A)费用来代理企业管理能力，即利用SG&A支出中的组织资本*O*来代理企业管理能力。根据美国GAAP对SG&A费用的定义，指企业在一般业务来往过程中发生的所有商业运营费用(即与产品生产不直接相关的费用)。我们使用永续盘存法构建组织资本存量*O*，其表达式为：

$$O_{it} = (1 - \delta_o) O_{it-1} + \frac{SGA_{it}}{cpi_{it}} \quad (10)$$

式(10)中， cpi_{it} 表示消费者价格指数，且式中的初始库存和折旧率需根据式(11)来确定，则初始库存的表达式为：

$$O_0 = \frac{SGA_1}{g + \delta_o} \quad (11)$$

式(11)的值意味着企业SG&A费用越高,企业的管理质量得分越高,从而表明SG&A费用较高的企业管理能力越高。同时根据Eisfeldt和Papanikolaou(2013)的估计,设定折旧率 δ_o 等于15%,平均实际增长率 g 等于10%,并将SG&A中的缺失值视为0来处理。

2. 企业全要素生产率(TFP)

本文主要借鉴Mollisi和Rovigatti(2017)^[34]的控制函数法(Control Function Approach)来测度TFP。由于本文采用的是时间跨度为2000—2014年工企和海关数据库匹配合并而成的样本,其中2008—2014年缺少测度TFP的必要指标,即工业中间投入、投资和工业增加值,2010年也缺少了工业总产值和固定资产,因此考虑到本文数据样本中测度企业TFP指标的完整性及敏感性问题,通过对照我们选取LP法(Levinsohn and Petrin, 2003)^[35]测度TFP作为核心指标较为合适。同时我们也选取了Akerberg等(2015)^[36]的LP修正法(简称LP_ACF)和Head和Ries(2003)^[37]测度的企业TFP作为备选衡量指标,以便在计量模型中进行稳健性检验。需要说明的是,本文的研究目标是制造业行业(CIC2位码为13—43),在利用以上方法测度TFP时,对部分年份缺失的必要指标则利用相近两年中制造业行业的中值插值法来填充完成。表1为采用已有方法来测度企业TFP而绘制的相关系数矩阵,其中TFP值均在1%的显著性水平下拒绝了不相关的原假设,变量之间均表现出高度的相关性。

表1 TFP估计值之间的相关性矩阵

相关矩阵	<i>OLS_TFP</i>	<i>FE_TFP</i>	<i>LP</i>	<i>LP_ACF</i>	<i>OP</i>	<i>OP_ACF</i>	<i>WRDG</i>	<i>ROB</i>
<i>OLS_TFP</i>	1.000							
<i>FE_TFP</i>	0.899***	1.000						
<i>LP</i>	0.912***	0.825***	1.000					
<i>LP_ACF</i>	0.980***	0.892***	0.911***	1.000				
<i>OP</i>	0.981***	0.892***	0.923***	1.000***	1.000			
<i>OP_ACF</i>	0.975***	0.887***	0.916***	0.998***	0.998***	1.000		
<i>WRDG</i>	0.204***	0.197***	-0.169***	0.252***	0.222***	0.236***	1.000	
<i>ROB</i>	0.390***	0.344***	0.708***	0.354***	0.383***	0.369***	-0.816***	1.000

3. 出口产品质量(*quality*)

出口产品质量的测度是遵照前文的理论框架分析并结合Fan等(2018)^[38]的需求信息推断法来完成。其前提逻辑是:根据出口企业提供的产品销量和价格信息,在假定产品价格相同的前提情况下,认为产品销量越高,其质量也就越高。因此,我们对前文表达式(4)重新整理得:

$$\ln x_{fijt} + \sigma \ln p_{fijt} = (\sigma - 1) \ln q_{fijt} + \ln R_j + (\sigma - 1) \ln P_j \quad (12)$$

考虑到本文研究层面为“企业—HS6产品—目的国—年份”，故在(12)中引入了各维度符号，并假定企业 f 在 t 年份出口产品 i 到目的国 j ，即可将表达式(12)转化成：

$$\ln x_{fijt} + \sigma_i \ln p_{fijt} = \varphi_i + \varphi_{jt} + \varepsilon_{fijt} \quad (13)$$

式(13)中，将 $\ln x_{fijt} + \sigma_i \ln p_{fijt}$ 作为因变量，产品效应 φ_i 和目的国—年份效应 φ_{jt} 作为自变量进行OLS估计，由此得到残差值 $\hat{\varepsilon}_{fijt}$ ，即 $\hat{\varepsilon}_{fijt} = (\sigma_i - 1) \ln q_{fijt}$ ，则出口产品质量可进一步表示为： $quality_{fijt} = \ln \hat{q}_{fijt} = \hat{\varepsilon}_{fijt} / (\sigma_i - 1)$ 。其中，产品替代弹性 σ 的取值是来源Broda和Weinstein(2006)^[39]估算的73个国家HS2位码层面的进口需求替代弹性，并对接到本文HS6位码层面的出口产品完成^①。

(三) 典型化事实

图1呈现了2000—2014年我国出口企业整体水平、高水平 and 低水平管理能力的均值变化趋势^②。从中可见，我国整体企业管理能力呈增长趋势，即从2000年的1.455提高到2014年的1.856，增幅为27.6%；高水平和低水平企业的管理能力也保持着增长的趋势，分别从2000年的2.074、0.610上升到2014年的2.411、0.677，增幅分别为16.25%、10.98%。可见，我国高水平企业管理能力的增速要高于低水平企业管理能力的增速，该增速结构侧面反映出我国制造业企业的内部管理结构逐渐得以优化、管理效率也在持续提升。

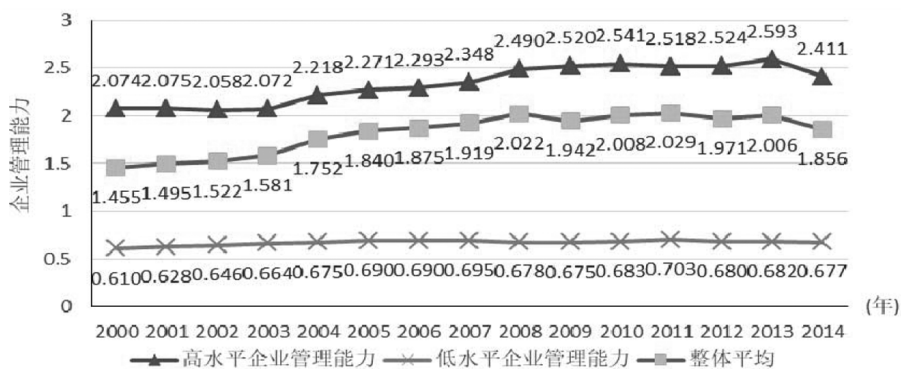


图1 2000—2014年我国制造业企业管理能力的均值变化走势

资料来源：中国工业企业数据库和海关数据库，经作者整理计算所得。

①由于Broda和Weinstein(2006)给出的是采用HS92版本的73个国家HS3位码层面的进口需求替代弹性，故本文需作以下处理：首先将样本统一转化成HS92年版本；其次，将HS6位码层面产品转化成HS3位码产品层面与进口需求替代弹性进行对接，同时将对这73个国家以外的国家或地区取这73个国家HS2位码层面的 σ 均值进行替代。 σ 的数据来源于<http://www.columbia.edu/~dew35/TradeElasticities/TradeElasticities.html>。

②本文将企业管理能力大于1和小于1的出口制造业企业分别视为高水平企业和低水平企业。

四、模型设定与经验分析

(一) 企业管理能力与企业出口二元边际

1. 计量模型设定

本文关注的核心问题是企业管理能力与企业出口二元边际之间的关系，即提高企业管理能力是否有效促进企业出口的广延边际和集约边际，故本文构建的基准回归模型为：

$$\Pr(\text{Exp}_{fj} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{manage}_{fj} + \gamma \Omega + \eta_{ctr} + \eta_{indu} + \eta_{reg} + \eta_{year} + \varepsilon_{fjct}) \quad (14)$$

$$\ln \text{Exportsales}_{fj} = \beta_0 + \beta_1 \text{manage}_{fj} + \gamma \Omega + \eta_{ctr} + \eta_{indu} + \eta_{reg} + \eta_{year} + \varepsilon_{fjct} \quad (15)$$

其中， f 、 j 、 c 和 t 分别代表企业、行业（CIC4 位码）、目的国和年份。 manage_{fj} 为企业管理能力， Ω 代表控制变量的集合，包括：（1）企业规模（ $\ln\text{scale}$ ），利用从业人员的对数来表示；（2）企业年龄（ Age ），利用当年企业已生存的年限来表示；（3）融资约束（ Finance ），利用企业利息支出与固定资产的比值来表示，该值越大意味着企业面临的融资约束压力越小；（4）国际化程度（ Intl ），利用企业出口交货值与销售收入的比值来表示；（5）政府补贴力度（ Subsidy ），利用补贴收入占企业销售收入的比值来表示；（6）企业杠杆率（ Lev ），利用企业的负债占总资产的比值来表示；（7）赫芬达尔指数（ HHI ），利用年份销售收入占行业内（CIC4 位码）销售额权重的平方和来测算，以表示企业面临的竞争程度；（8）企业所有制，即国有企业（ SOE ）和外资企业（ FOE ），分别利用国有资本和外商资本占实收资本的份额是否大于 0.5 的哑变量来表示，用来考察企业资本结构的异质性影响。 η_{indu} 、 η_{reg} 、 η_{ctr} 和 η_{year} 分别代表行业、地区、目的国和年份效应， ε_{fjct} 为随机扰动项。

式（14）和（15）分别对应的是企业出口的广延边际和集约边际所构建的实证回归方程。式（14）是运用 Probit 模型就企业管理能力对企业出口广延边际的影响进行检验的方程，因变量为企业是否退出出口市场的哑变量，当企业一直保持出口状态时取值为 1，否则为 0；式（15）检验的是企业出口集约边际，因变量选取了企业出口额的对数值、企业利润和出口到目的国的产品数量作为企业出口的集约边际，其值上升意味着企业出口的集约边际在扩大。

2. 基准回归结果

表 2 汇报了企业管理能力对企业出口二元边际影响的回归结果。可知，企业管理能力系数符号均在 1% 显著性水平下为正，说明企业管理能力的提高促进了企业出口二元边际，即企业管理能力越强，越会促进企业出口意愿与向出口市场扩张的力度。需要说明的是，第（4）列是采用泊松（Poisson）方法检验得到的结果。其原因是：（1）当被解释变量为离散型变量时，一般采用泊松估计方法；（2）被解释变量是出口到目的国的产品数量，因为该变量是随机的且样本量较大，且检验结果表明其均值与标准差值比较接近，未呈现过度离散的现象；又因为泊松估计的潜

在条件是均值和标准差相等（即非离散分布），因此本文选取泊松回归；（3）被解释变量没有0值，因此也排除了零膨胀泊松估计。

表2 基准回归结果

变量	广延边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否退出出口市场	企业出口额	企业利润	产品数量
<i>manage</i>	0.104*** (17.13)	0.031*** (16.40)	0.317*** (62.20)	0.010*** (33.84)
<i>Inscale</i>	0.196*** (154.41)	0.048*** (11.94)	1.009*** (71.44)	0.042*** (60.79)
<i>Age</i>	0.002*** (11.83)	-0.001 (-1.31)	0.003* (1.71)	-0.000 (-1.02)
<i>Finance</i>	0.124*** (13.88)	0.455*** (17.04)	0.534*** (6.03)	0.024*** (5.63)
<i>Intl</i>	0.368*** (119.34)	0.140*** (14.27)	-1.013*** (-37.66)	0.089*** (58.24)
<i>Subsidy</i>	5.193*** (14.47)	-3.956*** (-3.81)	6.250 (1.62)	-1.552*** (-6.98)
<i>Lev</i>	0.037*** (7.95)	0.121*** (8.74)	-3.300*** (-76.44)	0.025*** (11.81)
<i>SOE</i>	-0.001 (-0.04)	0.174*** (12.67)	-0.098** (-2.15)	-0.007*** (-2.78)
<i>FOE</i>	0.033*** (9.48)	-0.123*** (-11.79)	-0.176*** (-5.53)	0.006*** (3.92)
<i>HHI</i>	18.620*** (8.07)	21.290*** (3.14)	536.400*** (23.48)	14.440*** (13.74)
目的国效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
企业一年份聚类	是	是	是	是
常数项	0.291*** (35.57)	9.061*** (365.00)	3.346*** (38.37)	1.972*** (423.72)
N	13 516 492	13 516 492	13 516 492	13 516 492
伪 R ²	0.042	0.073	0.352	0.053

注：括号内为聚类到企业一年份层面的t值，*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。下表同。

3. 内生性问题的处理

考虑到因变量和自变量之间的反向因果关系造成内生性问题，本文借鉴 Fan 等 (2015)^[40] 的做法，采用滞后1期的企业管理能力平均值作为工具变量 (IV) 分别对企业出口二元边际采用 IVprobit、IVreghdfe 和 IVpois 估计方法进行检验，估计结果见表3。从第(1)至(4)列的结果可知，企业管理能力对企业出口二元边际的影响系数符号均未发生改变，且分别通过了 Wald 检验和 Kleibergen-Paap rk LM 统计量及 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的不可识别检验和弱工具变量检验，从而保证了选取工具变量的合理性和有效性，故本文得到的结果是稳健的。

表3 工具变量回归结果

变量	广延边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否退出出口市场	企业出口额	企业利润	产品数量
<i>manage</i>	0.466*** (79.63)	0.754*** (29.24)	1.021*** (17.69)	0.013*** (269.09)
Wald 检验	2301.080***			
K-P LM 统计量		1503.869***	1901.290***	
K-P Wald F 统计量		1542.306***	1987.712***	
控制变量	是	是	是	是
目的国、行业、地区、 年份效应	是	是	是	是
企业一年份聚类	是	是	是	是
常数项	-1.138*** (-43.01)	7.566*** (85.95)	0.731** (2.25)	2.024*** (3780.41)
N	13 328 782	13 313 062	13 313 062	13 328 782

(二) 企业管理能力、TFP 与企业出口

表4报告了企业管理能力、TFP及其交互项对企业出口二元边际影响的回归结果。可知,企业管理能力和TFP的系数均显著为正,说明两者对企业出口二元边际的影响均具有积极的促进作用。从 $TFP \times manage$ 交互项的系数来看,均显著为负,说明随着企业TFP的提高,企业管理能力对企业出口二元边际的促进效应随之减弱,假说2得以验证。

表4 企业管理能力、TFP与企业出口二元边际的回归结果

变量	广延边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否退出出口市场	企业出口额	企业利润	产品数量
<i>manage</i>	0.057*** (16.47)	0.022*** (6.93)	0.313*** (13.08)	0.010*** (7.22)
<i>TFP</i>	0.090*** (55.16)	0.087*** (16.87)	1.727*** (121.70)	0.022*** (21.33)
$TFP \times manage$	-0.010*** (-18.34)	-0.009*** (-5.65)	-0.078*** (-15.23)	-0.001*** (-4.35)
控制变量	是	是	是	是
目的国、行业、地区、 年份效应	是	是	是	是
企业一年份聚类	是	是	是	是
常数项	-0.324*** (-6.23)	8.714*** (258.03)	-3.057*** (-32.72)	1.889*** (293.51)
N	13 516 492	13 516 492	13 516 492	13 516 492
伪R ²	0.065	0.073	0.473	0.054

注:括号内是采用bootstrap法重复运行400次且聚类到“企业一年份”层面的t值。下表同。

(三) 企业管理能力、TFP 与出口产品质量

本文按照技术密集度将制造业企业划分四类^①来检验异质性特征下企业管理能力对出口产品质量的影响效应,回归结果见表5。从第(1)列的整体样本回归结果可知,企业管理能力和TFP系数均显著为正,而其交互项显著为负,说明随着企业TFP的提高,企业整体的管理能力对出口产品质量的促进作用随之减弱,验证了假说3。从第(2)至(5)列的异质性回归结果可知:仅中低技术密集度行业的企业管理能力和TFP及其交互项的系数显著性与整体企业回归结果一致,而其他列的企业管理能力系数和交互项系数均不显著。综合来看,我国制造业企业出口产品质量的提升多是依赖于中低技术密集度行业中的企业来推动,这映射出我国不同类型的制造业企业出口结构存在严重失衡问题。因此,我国需在保证中低技术密集度行业中的企业稳发展、寻求进一步突破的同时,加快低技术密集度行业中的企业通过转型升级提高竞争力,并不断激活中高技术和高技术企业的核心动能,以此从结构上优化我国企业的出口能力。

表5 企业管理能力、TFP 与出口产品质量之间的回归结果

变量	出口产品质量				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	整体平均	低技术企业	中低技术企业	中高技术企业	高技术企业
<i>manage</i>	3.899*** (5.65)	-0.360 (-0.77)	6.683*** (2.59)	0.478 (0.16)	0.292 (0.23)
<i>TFP</i>	17.790*** (45.86)	4.784*** (14.37)	41.020*** (28.94)	29.610*** (28.01)	11.780*** (17.54)
<i>TFP</i> × <i>manage</i>	-0.715*** (-6.45)	0.063 (0.81)	-1.294*** (-3.20)	-0.110 (-0.25)	-0.228 (-1.20)
控制变量	是	是	是	是	是
目的国、行业、地区、年份效应	是	是	是	是	是
企业—年份聚类	是	是	是	是	是
常数项	-104.300*** (-41.33)	-33.380*** (-15.27)	-256.500*** (-25.53)	-179.000*** (-23.51)	-59.110*** (-16.61)
N	13 532 212	5 550 072	2 146 690	3 049 628	2 770 099
R ²	0.225	0.133	0.261	0.055	0.114

(四) 稳健性检验^②

根据上文的检验结果可知,企业管理能力和TFP对企业出口二元边际均具有

^①由于OECD划分技术密集度行业标准采用的是ISIC Rev 3产品协调码,故我们需要将其与国民经济分类标准CIC2位码进行对照转换。按照ISIC分类,低技术制造业包括:(1)食品、饮料和烟草(c3), (2)纺织原料与纺织制品(c4), (3)皮革及鞋类(c5), (4)木材和软木制品(c6), (5)造纸、印刷与出版业(c7), (6)其他制造业和废物回收(c16)。中低技术制造业包括:(1)石油与核燃料加工(c8), (2)橡胶和塑料制品(c10), (3)其他非金属矿物产品(c11), (4)基本金属与金属制品(c12)。中高技术制造业包括:(1)化学原料与化学制品(c9), (2)机械设备及其他(c13), (3)交通运输及设备制造(c15)。高技术制造业包括:电气、光学设备制造(c14)。

^②限于篇幅,稳健性检验结果可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

积极的促进作用。为了考察企业 TFP 的异质性影响作用,本文借鉴 Feng 等 (2016)^[41] 的做法,在基准模型中引入 $TFP \times manage$ 交互项对核心结论加以辅证,这样不仅能够进一步检验核心结论,而且还能检验本文的拓展假说。

1. 替换核心解释变量

首先,本文利用前文述及的企业组织资本指标替换企业管理能力指标重新进行检验。通过检验结果可知,在未加入企业 TFP 及其交互项时,企业组织资本的系数符号显著为正,说明组织资本有利于企业出口二元边际的扩张;而再加入企业 TFP 及其交互项后,企业组织资本的系数符号依然不变,企业 TFP 系数符号也显著为正且交互项为负,说明随着 TFP 的提高,企业组织资本对企业出口二元边际的促进作用随之减弱。因此,本文核心变量符号均未发生改变,结论依然成立。

2. 改变 TFP 的测度方法

其次,本文改用 Akerberg 等 (2015) 的 LP 修正法 (即 LP_ACF 法) 以及 Head 和 Ries (2003) 的方法来测度企业 TFP。通过检验结果可知,企业管理能力、企业 TFP 及其交互项指标的估计系数符号也未发生改变,且得到了随着 TFP 的提高,企业管理能力对企业出口二元边际的促进效应随之减弱的结论。因此,本文的核心结论依然成立。

3. 样本选择检验

再次,考虑到选择样本偏差可能造成估计结果出现偏颇,本文利用一般贸易和本土企业样本来进一步检验核心结论的稳健性。由于本文研究目标主要是以本国企业出口到国外市场的角度出发,而从事一般贸易与“两头在外,中间在内”的加工贸易企业特征并不一样:企业更多地是从事单边进出口贸易行为并缴纳一定的关税,还需要综合统筹分析利润和管理成本等因素的影响来选择贸易方式,因此一般贸易的特征与本文理论框架假设的企业出口行为比较吻合。此外,本土企业的贸易行为能够真正体现出我国企业发展的实际情况,选择本土企业作为分析目标也更能反映我国企业的出口特征。通过对一般贸易和本土企业样本的估计结果可知,各系数符号仍未发生改变,这进一步印证了本文核心结论的稳健性。

4. Heckman 两步法检验

最后,由于本文选择的样本是具有出口行为的企业,故有必要采用 Heckman 两阶段法对样本进行重新估计,以避免可能存在的样本选择性偏误问题。其中,第一阶段中,逆米尔斯比率 (IMR) 统计量是由 Probit 模型对企业出口广延边际回归拟合得到的,且在 1% 显著性水平检验下拒绝了样本不存在选择性偏差问题的原假设,因而有必要对样本选择性问题进行处理;第二阶段加入第一阶段拟合得到的逆米尔斯比率统计量后发现,企业管理能力和企业 TFP 及其交互项对企业出口集约边际的影响系数符号也未发生变化,本文的核心结论未因样本选择问题而发生改变。

(五) 影响机制检验

根据前文理论分析,企业投入的可变成本 (VC) 和固定成本 (FC) 是影响其出口决策的重要因素。为此,本文采用企业可变成本和固定成本作为中介变量来检验企业管理能力对企业出口二元边际的作用渠道。

首先,本文选取企业的主营业务成本与销售额的比值作为企业可变成本的代理变量。由于企业主营业务成本是由企业销售产品、劳务报酬等经营性活动产生的成本,随着企业经营规模的扩大其成本费用也会增加。表6中的第(1)至(4)列是企业管理能力通过可变成本和固定成本对企业出口广延边际影响的机制检验结果。可知,企业管理能力显著提高了企业可变成本并降低了固定成本,说明企业提升管理能力促进企业出口广延边际的扩张是通过提高企业可变成本以及降低企业固定成本的作用渠道来推动的。

其次,借鉴Feng(2017)^[42]的做法,本文采用企业固定资产与销售额的比值作为企业固定成本的代理变量。第(5)至(6)列是企业管理能力通过可变成本和固定成本对企业出口集约边际影响的机制检验结果。可知,企业可变成本和固定成本系数符号亦然,且均通过了1%显著性水平检验,说明企业管理能力对企业出口集约边际的促进作用也是通过提高企业可变成本和降低固定成本的渠道来实现的。

表6 企业出口二元边际的中介机制检验

变量	可变成本	固定成本	广延边际		集约边际	
	VC	FC	是否退出出口市场		企业出口额	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>manage</i>	0.009*** (47.00)	-0.063*** (-110.88)	0.086*** (18.57)	0.064*** (5.04)	0.028*** (14.61)	0.023*** (17.65)
<i>VC</i>			0.001** (2.25)		0.387*** (14.49)	
<i>FC</i>				-0.152*** (-31.27)		-0.082*** (-6.68)
控制变量	是	是	是	是	是	是
目的国、行业、地区、年份效应	是	是	是	是	是	是
企业—年份聚类	是	是	是	是	是	是
常数项	0.793*** (270.16)	0.444*** (64.90)	0.230*** (16.80)	0.325*** (26.63)	8.754*** (261.90)	9.025*** (360.78)
N	13 515 646	13 515 866	12 242 799	12 242 923	13 516 492	13 516 492
伪R ²	0.096	0.251	0.048	0.049	0.073	0.073

五、进一步扩展分析

(一) 企业管理能力、绿色TFP与企业出口

中共中央国务院分别于2021年9月22日和10月24日发布了《关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》^①及《2030年前碳达峰行动方案》^②,其中制造业作为实体经济的“主战场”,承载着减污降碳的重大责任。绿

^①<http://epc.people.com.cn/n1/2021/1025/c64387-32262791.html>。

^②<http://politics.people.com.cn/n1/2021/1027/c1001-32265178.html>。

色 TFP 通常更能体现企业管理能力的作用,我们借鉴陈超凡 (2016)^[43] 的方法对我国 2004—2014 年制造业行业 GTFP 进行测度,以进一步考察我国制造业 GTFP 对企业出口的影响。

表 7 汇报了企业管理能力、GTFP 及其交互项对企业出口影响的回归结果。表中,第 (1) 列是对企业出口广延边际的影响结果。从中可知,企业管理能力和 GTFP 系数均在 1% 的水平上显著为正,而交互项不显著,说明企业管理能力和 GTFP 有利于企业出口广延边际的扩张,但调节效应不明显;第 (2) — (5) 列是对企业集约边际的影响结果,从中可知企业管理能力和 GTFP 也显著促进了企业出口集约边际。在二者的交互项中,GTFP 在企业管理能力对企业出口额的促进作用中并没表现出显著的调节效应,而在对企业利润和产品数量的促进作用中均表现出显著的负向调节效应。因此可以说明,在“双碳”目标和企业践行 GTFP 发展的约束下,企业可以在不断提升管理能力的同时,重点改革内部重污染、无效率的生产环节,降低资源约束,着力实现企业发展与绿色经济的协调平衡发展。

表 7 企业管理能力和行业 GTFP 对企业出口影响的实证结果

变量	广延边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否退出出口市场	企业出口额	企业利润	产品数量
<i>manage</i>	0.107*** (11.89)	0.032*** (12.37)	0.330*** (49.89)	0.011*** (28.46)
<i>GTFP</i>	0.000*** (3.76)	0.007* (1.95)	0.089*** (9.31)	0.002*** (6.27)
<i>GTFP</i> × <i>manage</i>	-0.001 (-1.58)	-0.002 (-1.52)	-0.019*** (-10.35)	-0.001*** (-5.04)
控制变量	是	是	是	是
目的国、行业、地区、年份效应	是	是	是	是
企业一年份聚类	是	是	是	是
常数项	0.180*** (3.33)	9.091*** (332.80)	3.615*** (37.64)	1.966*** (388.10)
N	12 309 401	12 309 401	12 309 401	12 309 401
伪 R ²	0.061	0.074	0.356	0.054

(二) 企业管理能力、TFP 与企业出口持续时间: 生存分析

本文定义企业出口持续时间为企业从进入出口市场直至退出出口市场(中间不存在间断)的时间跨度,并利用 COX 比例风险模型探讨企业管理能力、TFP 和企业出口持续时间之间的关系,同时利用 Weibull 比例风险模型进行稳健性检验。表 8 报告了企业管理能力、TFP 对企业出口持续时间影响的回归结果。第 (1) — (3) 列是 COX 分布模型估计结果,第 (4) — (6) 列是利用 Weibull 分布模型进行稳健性检验的回归结果。其中,第 (1) 列和第 (4) 列是未控制不同固定效应和不考虑时间依存性特征的回归结果;第 (2) 列和第 (5) 列是控制了不同固定效应和考虑时间依存性特征的回归结果;第 (3) 列和第 (6) 列是加入 TFP 及交

互项指标并控制不同固定效应和时间依存性特征的回归结果。其结果显示：企业管理能力对企业出口持续时间至关重要，其显著降低了企业退出市场的风险；且随着企业 TFP 的提高，企业管理能力对企业退出出口市场的风险降低效应随之增加。

此外，从第（2）—（3）列引入持续时间特定虚拟变量（Duration2-Duration15）的估计结果来看^①，其估计系数随着持续时间段的延长总体呈现上升的趋势，这表明在出口市场中企业生存的风险率存在显著的正时间依存性特征，即随着出口持续时间段的延长，企业生存的风险率呈现递增的趋势，亦即企业出口持续时间越长，退出市场的可能性越大。第（5）—（6）列的估计系数符号及显著性并未发生改变，说明该结论是稳健的。

表 8 企业管理能力、TFP 与企业出口持续时间的估计结果

变量	COX 检验			Weibull 检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>manage</i>	-0.022 *** (-36.59)	-0.053 *** (-93.02)	-0.042 *** (-69.47)	-0.028 *** (-48.09)	-0.057 *** (-100.52)	-0.046 *** (-75.58)
<i>TFP</i>			-0.014 *** (-52.03)			-0.015 *** (-54.11)
<i>TFP×manage</i>			0.017 *** (29.30)			0.021 *** (36.24)
控制变量	是	是	是	是	是	是
目的国、行业、地区、年份效应	否	是	是	否	是	是
常数项				-4.528 *** (-2 026.22)	-4.992 *** (-1 105.09)	-4.949 *** (-1 079.22)
N	13 532 212	13 516 492	13 516 492	13 532 212	13 516 492	13 516 492

六、结论与政策建议

制造业是振兴实体经济的主战场，是强国之本、兴国之基。我国制造业面临诸多问题和挑战，其中克服企业管理能力“短板”对于释放企业的动能和活力具有重要的作用。本文基于 2000—2014 年中国工业企业数据库和海关数据库的企业微观数据，从企业内部异质性的视角研究了企业管理能力、TFP 对中国制造业企业出口的影响。主要结论有：

（1）企业管理能力和 TFP 的提高显著促进了中国制造业企业出口二元边际和出口产品质量；（2）随着企业 TFP 的提升，企业管理能力对中国制造业企业出口二元边际和出口产品质量的促进效应随之减弱，且在出口产品质量中表现出显著的差异：仅中低技术企业管理能力具有显著的促进作用，而其它类型企业并不明显；（3）通过机制检验发现，企业的可变成本和固定成本是企业管理能力作用于企业出口二元边际的影响渠道；（4）绿色 TFP 也显著促进了企业出口二元边际；

^①囿于篇幅限制，作者留存备索。

(5) 本文通过对企业的生存分析还发现,企业管理能力和企业 TFP 的提升显著降低了中国制造业企业生存的风险率,即提高了企业生存概率,且随着企业 TFP 的提高,企业管理能力对企业生存风险率的下降效应随之增加。

本文的研究结论对于中国制造业企业优化完善管理,培育出口竞争新优势,以及推动出口贸易高质量发展具有重要的政策指导意义。第一,落实对外贸易创新驱动的战略要求,积极开展管理变革。应注重企业管理能力的质量跃升,加快促进新旧动能转换。我国制造业以传统制造、加工组装等低端环节为主的事实仍未改变,与发达经济体制造业的竞争力仍有较大差距。因此我国制造业企业首先须摒弃传统管理方式、运用现代化管理手段,通过管理流程再造以化解冗余管理程序,实现企业管理能力的全面提升。第二,应统筹企业管理能力与 TFP、绿色 TFP 的协调发展。结合绿色 TFP 目标,深化企业内部管理变革,力求企业在通过节能减排实现绿色发展的同时,应用大数据、人工智能等信息化技术手段进一步降低整体运营成本,以提升企业管理能力和国际市场的竞争力。第三,根据企业异质性特征,针对性实施我国中、低技术密集型行业企业管理能力提升计划。我国中低技术密集型行业企业管理能力提升尚有巨大的潜力,通过不断深化改革和“干中学”实现管理模式及其内涵的变革创新,有助于提升出口企业整体管理能力。

[参考文献]

- [1] NAUDÉ W, GRIES T, BILKIC N. Firm-Level Heterogeneity and the Decision to Export: A Real Option Approach [R]. SSRN Papers, 2013.
- [2] ORTOS V, MARTÍ J. Firm Heterogeneity and Export Activity of European Firms: A Quantile Analysis [J]. *Revista de Economía Mundial*, 2018, (49): 79-102.
- [3] BLOOM N, BRYNJOLFSSON E, FOSTER L, et al. JARMIN R, PATNAIK M, SAPORTA-EKSTEN I, VAN REENEN J. What Drives Differences in Management Practices? [J]. *American Economic Review*, 2019, 109 (5): 1648-1683.
- [4] YALCIN E, SALA D. The Role of Management in the Internationalization Process of a Firm [R]. *ECONSTOR Papers*, 2011.
- [5] MANOVA K, YU Z H. Multi-product Firms and Product Quality [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 109: 116-137.
- [6] BLOOM N, MANOVA K, VAN REENEN J, et al. Managing Trade: Evidence from China and the US [R]. NBER Paper, 2018, No. 24718.
- [7] BERNARD A B, JENSEN J B. Why Some Firms Export [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2004, 86 (2): 561-569.
- [8] EATON B, KORTUM S, KRAMARZ F. Dissecting Trade: Firms, Industries, and Export Destinations [J]. *American Economic Review*, 2004, 94 (2): 150-154.
- [9] BERNARD A B, JENSEN J B, LAWRENCE R Z. Exporters, Jobs, and Wages in US Manufacturing: 1976-1987 [J]. *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, 1995: 67-119.
- [10] BERNARD A B, EATON B, JENSEN J B, et al. Plants and Productivity in International Trade [J]. *American Economic Review*, 2003, 93 (4): 1268-1290.
- [11] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.

- [12] YI J, WANG C. The Decision to Export: Firm Heterogeneity, Sunk Costs, and Spatial Concentration [J]. *International Business Review*, 2012, 21 (5): 766-781.
- [13] 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.
- [14] 亢宇君, 刘晓辉. 可贸易品部门企业异质性、出口产品分散化与实际汇率 [J]. *世界经济*, 2019, 42 (12): 166-188.
- [15] 易靖韬. 企业异质性、市场进入成本、技术溢出效应与出口参与决定 [J]. *经济研究*, 2009, 44 (9): 106-115.
- [16] ROBERTS M J, TYBOUT J R. The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs [J]. *American Economic Review*, 1997, 87 (4): 545-564.
- [17] CASTELLACCI F. Firm Heterogeneity, International Cooperations and Export Participation [R]. MPRA Paper, 2010, No. 27585.
- [18] 赵鹏豪, 王保双. 出口贸易对异质性企业生产率的影响——基于不同行业类别和企业类别的实证研究 [J]. *经济经纬*, 2016, 33 (4): 68-73.
- [19] COLE M A, ELLIOTT R J R, VIRAKUL S. Firm Heterogeneity, Origin of Ownership and Export Participation [J]. *World Economy*, 2010, 33 (2): 264-291.
- [20] 李磊, 蒋殿春, 王小霞. 企业异质性与中国服务业对外直接投资 [J]. *世界经济*, 2017, 40 (11): 47-72.
- [21] BRAKMAN S, GARRETSEN H, MAARSEVEEN R V, et al. Firm Heterogeneity and Exports in the Netherlands: Identifying Export Potential Beyond Firm Productivity [J]. *Journal of International Trade & Economic Development*, 2020, 29 (1): 36-68.
- [22] 闫周府, 李茹, 吴方卫. 中国企业对外直接投资的出口效应——基于企业异质性视角的经验研究 [J]. *统计研究*, 2019, 36 (8): 87-99.
- [23] PADMAJA M, SASIDHARAN S. SUNK COSTS, Firm Heterogeneity, Export Market Entry and Exit: Evidence from India [J]. *Journal of Quantitative Economics*, 2017, 15 (2): 367-393.
- [24] 李行云, 霍伟东, 陈若愚. 贸易网络结构、企业异质性与出口行为决策 [J]. *世界经济文汇*, 2018 (5): 53-73.
- [25] 段文奇, 刘晨阳. 贸易便利化、企业异质性与多产品企业出口 [J]. *国际贸易问题*, 2020 (5): 72-88.
- [26] MARTINEZ J S, SÁNCHEZ R M. Management, Productivity and Firm Heterogeneity in International Trade [J]. *Applied Economic Analysis*, 2019, 28 (82): 1-18.
- [27] LOHRKE F T, FRANKLIN G M, KOTHARI V B. Top Management Team Heterogeneity and SME Export Performance: Investigating the Role of Environmental Uncertainty [J]. *Journal of Small Business Strategy*, 2003, 14 (1): 86-102.
- [28] KHANDELWAL A K, SCHOTT P K, WEI S J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters [J]. *American Economic Review*, 2013, 103 (6): 2169-2195.
- [29] ECKEL C, IACOVONE L, JAVORCIK B, et al. Multi-product Firms at Home and Away: Cost Versus Quality Based Competence [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2): 216-232.
- [30] CAI H, LIU Q. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms [J]. *Economic Journal*, 2009, 119 (537): 764-795.
- [31] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *The Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [32] 宋跃刚, 郑磊. 中间品进口、自主创新与中国制造业企业出口产品质量升级 [J]. *世界经济研究*, 2020 (11): 26-44+135.
- [33] EISFELDT A L, PAPANIKOLAOU D. Organization Capital and the Cross-Section of Expected Returns [J]. *Journal of Finance*, 2013, 68 (4): 1365-1406.

- [34] MOLLISI V, ROVIGATTI G. Theory and Practice of TFP Estimation: The Control Function Approach Using Stata [R]. SSRN Papers, 2017.
- [35] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.
- [36] ACKERBERG D, CAVES K, FRAZER G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. *Econometrica*, 2015, 83 (6): 2411-2451.
- [37] HEAD K, RIES J. Heterogeneity and the FDI Versus Export Decision of Japanese Manufacturers [J]. *Journal of The Japanese and International Economies*, 2003, 17 (4): 448-467.
- [38] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. On the Relationship Between Quality and Productivity: Evidence from China's Accession to the WTO [J]. *Journal of International Economics*, 2018, 110: 28-49.
- [39] BRODA C, WEINSTEIN D E. Globalization and the Gains from Variety [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (2): 541-585.
- [40] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (5): 1033-1051.
- [41] FENG L, LI Z, SWENSON D L. The Connection Between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 101 (7): 86-101.
- [42] FENG L, LI Z, SWENSON D L. Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 106: 20-36.
- [43] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究 [J]. *统计研究*, 2016, 33 (3): 53-62.

Firm Management Ability, TFP and Firm Export —Based on Evidence of China's Manufacturing Firms

ZHANG Tijun HUANG Jianzhong GAO Xiang

Abstract: Based on partial equilibrium trade model, this paper constructs an analysis framework to investigate the impact and mechanism from firms' management capability and TFP to firms' export behavior under the perspective of firms' internal heterogeneity by using data of *China's Industrial Firms and Customs* from 2000 to 2014. The results show: (1) firm management capability and TFP promotes the dual margin of export and production quality significantly; (2) the promotion of firm management capability to dual margin and production quality is weakened by the increase of firm TFP; (3) only low and medium-tech firms hold effect from management capability to quality promotion significantly; (4) the main channels of firm management capability promotion making dual marginal improvements are under the increase of variable cost and the reduction of fixed cost; (5) the increase of green TFP (GTFP) promotes the dual margin significantly; (6) firms' management capability and TFP improvements decrease the probability of them to exit export market significantly, and the effect increases with the improvement of firms' TFP.

Keywords: Firm Management Capability; TFP; Export Product Quality; Export Dual Margin; Survival Analysis

(责任编辑 白光)