

异质性企业杠杆率 对制造业全要素生产率结构的影响

傅晗或¹, 陈丽珊²

(1. 香港大学经济与工商管理学院, 香港 999077;

2. 广州大学经济与统计学院, 广东 广州 510006)

摘要: 利用我国 2007—2018 年 A 股制造业上市公司的面板数据, 采用 SFA 方法测算并分解企业全要素生产率增长, 检验异质性企业杠杆率对制造业全要素生产率及其结构的影响发现: 杠杆率并未显著影响企业全要素生产率增长及技术效率和资源配置效率, 但降杠杆显著促进前沿技术进步, 增杠杆显著提高规模效率。更换控制变量、杠杆率测度和变换样本及选取工具变量得到一致估计结果。进一步检验分析发现企业异质性也会在不同程度上影响杠杆率对企业全要素生产率增长及其结构的作用。

关键词: 制造企业; 企业杠杆率; 全要素生产率结构

中图分类号: F063.1

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2022)11-0142-13

Influence of leverage ratio of heterogeneous enterprises on total factor productivity structure of manufacturing industry

FU Hanyu¹, CHEN Lishan²

(1. Business and Economics School, The University of Hong Kong, Hong Kong, 999077, China;

2. Economics and Statistics School, Guangzhou University, Guangzhou 510006, China)

Abstract: In terms of the panel data of listed companies in China's A-share manufacturing industry from 2007 to 2018, using SFA method to measure and decompose the growth of total factor productivity of enterprises. The impact of heterogeneous enterprise leverage ratio on the total factor productivity and its structure of the manufacturing industry was tested. Leverage ratio does not significantly affect the growth of total factor productivity, technical efficiency and resource allocation efficiency of enterprises, but deleveraging significantly promotes the progress of frontier technology, while increasing leverage significantly improves scale efficiency. The consistent estimation results were obtained by changing control variables, leverage ratio measure, transforming samples and selecting instrumental variables. Further test and analysis show that firm heterogeneity also affects the effect of leverage ratio on the growth of TFP and its structure to varying degrees.

Key words: manufacturing enterprises; enterprises leverage; the structure of total factor productivity

收稿日期: 2022-09-02 修回日期: 2022-11-01

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“我国现代制造业体系实现自主可控的机制、路径与对策研究”(22AJY023)。

作者简介: 傅晗或(1999—), 男, 湖南慈利人, 香港大学硕士生, 经济学硕士学位。通信作者: 陈丽珊。

党的二十大报告指出,要坚持以推动高质量发展为主题,必须着力提高全要素生产率。在新发展阶段,高质量发展是我国经济发展的主题,深化供给侧结构性改革是提高全要素生产率的根本动力。因此,经济高质量发展的重心是制造业高质量发展,着力提高制造业全要素生产率是重中之重。企业是微观主体,提高制造业全要素生产率必须以企业为基础。深化供给侧结构性改革提高制造业全要素生产率,一个重要途径是制造企业结构性去杠杆。在新发展阶段,如何深入推进企业结构性去杠杆,是增强制造业国际竞争优势和提高制造业全要素生产率亟待解决的重要现实问题。因此,研究异质性企业调杠杆提高制造业全要素生产率具有重要的实践意义。

学术界聚焦杠杆率影响全要素生产率的讨论。从微观层面讨论企业杠杆率对全要素生产率影响的文献,如邹薇等^[1]主要讨论企业杠杆率对总体全要素生产率的影响;宋清华等^[2]则进一步讨论异质性企业杠杆率影响全要素生产率的差异,但是没有深入揭示异质性企业杠杆率对全要素生产率结构的影响。一些研究则深入讨论了杠杆率对全要素生产率结构如资源配置效率、技术效率^[3]、技术进步^[4]的影响,但是几乎没有文献进一步讨论异质性企业杠杆率对全要素生产率结构的影响。

近年来,“脱虚向实”严重影响了我国实体经济发展,抑制“脱虚向实”,切实发展壮大实体经济,成为我国经济发展的重要目标。“十四五”规划明确强调将发展经济着力点放在实体经济,保持制造业比例基本稳定,推动制造业高质量发展。实现制造业高质量发展要求着力提高制造业全要素生产率,而制造企业金融化(后文简称金融化企业)是影响杠杆率对全要素生产率及其结构作用的重要因素。同时,技术创新是提高制造业的根本动力,技术创新水平也是影响企业杠杆率对全要素生产率及其结构作用的重要因素。另外,外循环是我国成为制造大国的重要原因,但依托初级要素专业化的成本优势积极参与制造业国际分工,意味着外循环具有粗放型特征,同时引进外资

则可能获得先进技术。因此,作为影响企业杠杆率对全要素生产率及其结构作用的主要因素,考虑外循环如何影响杠杆率对企业全要素生产率的作用至关重要。因此,深入考察企业金融化、技术创新及外循环影响杠杆率对全要素生产率及其结构的作用,具有重要现实意义。

一、文献综述

现有文献主要从以下两方面探讨企业杠杆率对全要素生产率的影响:一是企业杠杆率对整体全要素生产率的影响,二是异质性企业杠杆率对整体全要素生产率的影响。

Levine等^[5]认为企业债务增长显著促进企业生产率提升。孟宪春等^[6]认为企业高杠杆率降低全要素生产率。陈颖等^[7]、张晓晶等^[8]研究发现,杠杆率抑制非金融企业全要素生产率增长。Gomis等^[9]则利用1986—2014年100多个国家微观企业数据分析,发现企业杠杆率促进生产率提升,但是正向作用呈边际递减趋势,在控制国家经济金融发展水平情况下,杠杆率会抑制企业生产率提升。上述文献虽然广泛探讨了企业杠杆率的影响,但是并没有考察异质性企业杠杆率影响全要素生产率的差异,也未分析企业杠杆率对全要素生产率结构的作用。

在讨论企业杠杆率影响整体全要素生产率的基础上,一些文献从异质性视角深入探讨了异质性企业杠杆率对整体全要素生产率的影响。Converse^[10]从杠杆异质性视角研究发现,企业短期而非长期杠杆降低全要素生产率。胡育蓉等^[11]从企业生命周期和债务期限结构异质性视角研究指出,处于成长和成熟期的企业增加杠杆促进全要素生产率提升,处于衰退期的企业增加杠杆抑制全要素生产率提升;短期内企业杠杆率抑制全要素生产率提升,中长期来看企业杠杆率促进全要素生产率提升。从异质性视角研究企业杠杆率对全要素生产率影响的文献,在一定程度上解释了现有文献关于企业杠杆率对全要素生产率影响的结论不一致的现象,但是并未深入揭示企业异质性如何影响杠杆率对全要素生产率及其结构的作用。

现有文献关于企业杠杆率对整体全要素生产

率影响的结论存在争议,有学者从企业异质性视角进一步探讨了异质性企业杠杆率影响整体全要素生产率的差异,在一定程度上解释了相关文献关于企业杠杆率对整体全要素生产率作用的结论不一致的原因。但是少有文献深入探讨异质性企业杠杆率对全要素生产率结构的影响。为推进深化供给侧结构性改革,提高去杠杆的“稳”和“准”,促进全要素生产率提高,从金融化、技术创新水平及外循环等异质性视角,深入系统地研究异质性企业杠杆率如何通过技术效率、前沿技术进步、规模效率和资源配置效率等影响全要素生产率的结构,并利用上市公司数据进行检验,为理论分析提供经验证据,为制定去杠杆以提高制造业全要素生产率的政策提供参考依据。

二、理论分析

杠杆率对全要素生产率及其结构的影响非常复杂。一方面,企业杠杆会影响生产性投资或研发投入,通过影响生产规模或技术水平进而影响全要素生产率;另一方面,企业杠杆会影响企业管理效率、经营成本、经营风险,通过影响效率或资源配置进而影响全要素生产率。同时,金融化、技术创新水平及外循环等方面的异质性,也会影响杠杆率对全要素生产率及其结构的作用。以下主要从两方面分析杠杆率对全要素生产率结构的影响:一是企业杠杆率对全要素生产率结构的影响;二是异质性企业杠杆率对全要素生产率结构的影响。

(一)企业杠杆率对全要素生产率结构的影响

(1)企业提高杠杆率可能提升或抑制技术效率,对全要素生产率的影响不确定。一方面,企业提高杠杆率可能提升技术效率。负债压力有效约束管理者不利于企业利益的行为,促使管理层倾向于选择利润回报更稳定的项目;融资增加也意味着成本增加,可以激励代理人努力工作,降低代理成本,提高技术效率^[12]。另一方面,企业提升杠杆率可能降低技术效率。企业杠杆率上升可能增加企业债务违约的风险,债权人可能高估企业违约概率和违约损失率,进而增加利息或者减少投资,降低企业技术效率。因此,企业增加杠杆对技

术效率具有双重效应,对全要素生产率的影响不确定。

(2)企业提高杠杆率可能促进也可能抑制技术创新,对前沿技术进步及全要素生产率的影响不确定。一方面,企业提高杠杆率可能促进技术创新进而促进前沿技术进步,如融资优序理论认为外部融资可以缓解资金约束,为企业技术创新提供资金支持,促使企业增加研发投入,促进技术进步。企业杠杆率上升传递盈利能力增强的信号,会吸引更多外部投资进入创新领域,促进企业创新^[13]。同时,这也会增加利息支出,产生避税效应,降低企业实际税负,为企业技术创新提供更多资金支持^[14]。另外,企业通过金融中介增加杠杆使得其投资受到监督,从而促使资金流向优质的创新项目。因此,企业杠杆率上升可能激励企业技术创新,促进前沿技术进步,提高全要素生产率。另一方面,企业杠杆率上升会抑制技术创新进而阻碍全要素生产率提升。企业债务融资增加利息支出,减少企业利润,降低企业创新动机。同时,企业管理层也会更偏好短周期、资金回收较快的而非周期较长、风险偏高的研发创新项目。因为创新投资面临较高的沉没成本及产出的不确定性,增加杠杆面临还本付息的硬约束会提高企业财务风险,促使企业减少高风险的研发投资,进而抑制企业技术进步,降低全要素生产率^[15-18]。由此可以判断,企业增加杠杆对技术创新进而对前沿技术进步的影响不确定,对全要素生产率的影响不确定。

(3)企业增加杠杆能扩大生产规模,可能产生规模经济,也可能导致规模不经济,对全要素生产率的影响不确定。一方面,企业增加杠杆可能通过实现规模经济来提高全要素生产率,因为提高杠杆率意味着获得更多外部资金,生产性投资增加,生产规模扩大,容易实现规模经济,降低平均成本,提高投入产出率。另一方面,企业杠杆率上升也可能增加管理成本,降低经营效率,导致规模不经济进而抑制全要素生产率提升。由此可以判断,企业提高杠杆率对规模效率进而对全要素生产率的影响也不确定。

(4)企业增加杠杆可能改善也可能扭曲资源配置,对全要素生产率的影响不确定。企业提高杠杆率可能改善资源配置进而提升全要素生产率。债务融资增加利息支出,减少企业所得税的缴纳金额,降低资本成本,可能提高资源配置效率^[19]。企业增加杠杆可能扭曲资源配置进而降低全要素生产率,是因为企业杠杆率上升会增加财务成本,提高资本成本,降低资源配置效率。同时,企业增加杠杆可能会导致企业过度投资,扭曲资源配置。企业管理层因为任期约束会放弃效率前景好但成本较高、周期较长的项目,进一步加剧资源配置扭曲,阻碍全要素生产率提升。因此,企业提高杠杆率对资源配置效率进而对全要素生产率的影响不确定。

(二)异质性企业杠杆率对全要素生产率结构的影响

(1)金融化的异质性影响企业杠杆率对全要素生产率结构的作用。在一定时期内企业可配置的资本是有限的,提高杠杆则增加可配置的资本,实体企业通过外部融资获得的资本可能流向金融领域。

一方面,金融化制造企业增加杠杆可能提高技术效率、促进前沿技术进步、改善资源配置效率,促进全要素生产率提升。因为企业增加杠杆将资源配置于金融领域,可以缓解融资约束,利用金融市场的信号传递和风险分散功能,降低企业融资成本,提高经营效率,提升资源配置效率。制造企业金融投资可以发挥储蓄功能,缓解融资约束,从而增加生产投资、创新投入、改进工艺,促进前沿技术进步,塑造长期竞争优势,推动全要素生产率提高。

另一方面,金融化企业增加杠杆可能降低技术效率、抑制前沿技术进步、降低规模效率、扭曲资源配置,抑制全要素生产率提升。现代企业治理制度促使管理层以追求股东价值最大化而不是以打造长期竞争优势为目标,任期制促使管理层优先选择周期短、见效快的金融投资项目,以达到任期的考核目标。增加杠杆加大企业偿还债务的压力,也会促使管理层优先选择短期回报率较高

的金融投资。中国产业转型中,由于成本优势丧失、关键核心技术受制于人、中低端产能过剩、中高端需求不足、外部需求匮乏,制造企业普遍面临收益下降的困境。资本进入金融领域会减少制造企业固定资产投资和研发投入,削弱制造企业发展的根基、损害其发展能力,导致企业陷入短期利益最大化的困境。具体来说,如果金融化企业会将增加杠杆获得的资本配置到金融领域,将减少主营业务的资源投入,抑制其发展,降低主营业务投入资源的利用效率并最终导致其利润下降。同时,企业金融投资对制造企业固定投资的挤占也会阻碍企业扩大规模,抑制其规模经济。企业金融投资挤占研发、工艺改进投入,也会抑制前沿技术进步。制造企业进行金融投资意味着非主营业务投资比例上升,制造企业的资源配置效率的降低。因此,金融化企业提高杠杆率不利于技术效率、规模经济效率和资源配置效率及前沿技术进步的提高,进而阻碍全要素生产率提升。

(2)技术创新水平的异质性影响企业杠杆率对全要素生产率结构的作用。企业技术创新需要稳定、充裕的资金支撑。在发展中国家,企业普遍面临融资约束,增加杠杆是制造企业获取外部资金支撑技术创新的重要渠道,可以促进技术创新进而促进前沿技术进步,提升全要素生产率。但是技术创新是高风险、高投入和长周期的活动,增加杠杆进行技术创新意味着风险叠加,可能放大其风险,抑制技术创新和前沿技术进步。一般而言,技术创新水平高的企业,技术创新活动频繁,企业需要更稳定、更充裕的资金支撑,增加杠杆可以缓解企业技术创新的资金约束,加大企业技术创新投入的力度。技术创新水平高和杠杆率提高同时传递企业盈利能力强的信号,可以为企业生产和技术创新吸引更多充足的资金支持,满足企业创新的持续投入需求。同时,技术创新水平高的企业提高杠杆率产生的税盾效应也会降低企业实际税负水平,可以为技术创新腾挪更多的资金。技术创新水平高,意味着技术创新的含量高、收益高,如果增加杠杆有利于加大技术创新投入,企业杠杆率的则更加对前沿技术进步的促进作用也将

更大。此外,技术创新水平高的企业增加杠杆意味着更多资源配置到收益较高的项目,从而提高其规模效率与技术效率。因此,技术创新水平高的企业提高杠杆率,可能促进全要素生产率提高。

由于技术创新水平高的企业技术创新难度较大,增加杠杆进行技术创新的风险也更高。在技术创新水平高的企业,技术创新投入需要更多资金,提高杠杆率增加融资会给企业带来较高的利息负担,压缩创新资源配置的空间。技术创新和提高杠杆率叠加的风险可能使企业陷入财务困境的风险加大,增加企业破产风险。技术创新和加杠杆叠加的风险促使企业管理层更加关注短期利益,资源配置决策向短期倾斜,如将资源配置到能产生稳定现金流的金融债券投资或房地产等领域,减少实物资本投资和研发投入。更有甚者,压缩原有实物资本投资和技术创新投入的资源,降低企业技术效率,缩减实物资本投资,从而抑制规模经济,减少研发投入,阻碍前沿技术进步,使更多资源向短期投资配置,降低制造企业资源配置效率,最终导致全要素生产率下降。

(3) 外循环影响企业杠杆率对全要素生产率结构的作用。对外开放是我国持续高速增长的关键因素之一。对外开放主要表现为构建大口径外循环,充分利用国际资源和国际市场,其中利用外资和促进出口是外向型发展战略的重心,是反映外循环水平的关键指标^[20]。

外资企业影响企业杠杆率对全要素生产率结构的作用。外资企业 and 非外资企业,在企业治理水平、技术水平、市场竞争力等方面存在显著差异,提高杠杆率对技术效率、前沿技术进步、规模效率和资源配置效应的影响存在差异,进而对全要素生产率有不同影响。进入中国的外资企业母公司多在发达国家或较为发达的地区,建立了现代企业制度,治理水平高且激励约束机制较为完善,比转型中的本土企业技术效率高。因此,外资企业提高杠杆率能获得更多融资,资金利用效率提高。同时,外资企业技术水平比本地企业高,竞争力强,而且外资进入多是利用中国廉价的资源、土地和劳动力等,创新动机不足,因此外资企业提

高杠杆率获得外部资金进行技术创新的动机不足,前沿技术进步难以得到提高。进入中国的外资企业多是跨国公司的子公司,增加杠杆获得更多融资,可能扩大生产规模,有利于实现规模经济。由于外资企业技术水平高、盈利能力强、投入产出率高,提高杠杆率获得更多外部资金,意味着更多资源流向了外资企业的优质项目,企业资源配置效率得到提高。因此,外资企业提高杠杆率可能通过技术效率、规模经济和资源配置效率提高全要素生产率。

出口企业增加杠杆可能降低技术效率、抑制前沿技术进步和扭曲资源配置,进而阻碍全要素生产率提高。出口退税、补贴可能吸引低效率的企业选择出口,降低资源配置效率。因为加工贸易是订单贸易,存在逆“自我选择”效应^[21-22],参与的企业由于技术水平不高,竞争力弱,效率低而选择加工贸易,全要素生产率普遍偏低。出口退税、出口补贴等政策可能进一步扩大加工贸易的逆“选择效应”,使得大量低效率企业放弃国内市场从事加工贸易出口才能生存^[23-24],因此出口贸易特别是加工贸易会降低全要素生产率。由此可以推断,出口退税、出口补贴会吸引技术水平低、缺乏竞争力的企业选择出口。企业增加杠杆则获得更多资金、扩大出口规模意味着更多资金配置到国际贸易领域,虽然可能扩大分工效应、产生规模经济,但是也会导致更多资源进入低效率的出口企业,促使加工贸易企业扩大生产规模^[25-26],低效率企业过度投资,进一步降低技术效率。出口企业增加杠杆,意味着更多资金流向不具有关键核心技术的企业,不利于前沿技术进步增长。同时更多资金进入低效率的出口贸易领域,也会加剧资源配置扭曲效应。综上所述,出口贸易提高杠杆率降低技术效率、抑制前沿技术进步和扭曲资源配置,可能抵消规模经济的正效应,抑制全要素生产率提升。

三、模型构建

(一) 模型构建

除杠杆率外,政府补贴和创新投入^[27]、企业规模和企业利润^[2]等也是影响企业全要素生产率的

重要因素。丁剑平等^[28]、王欢芳等^[29]认为企业性质、时间效应以及行业效应也会影响企业全要素生产率,因此构建以下多元回归模型来检验杠杆率对 TFP 的影响。

首先,考察了杠杆率对 TFP 本身的影响,构建如下计量模型:

$$TFP_{it} = \alpha_1 DEBT_{it} + \alpha_2 GOV_{it} + \alpha_3 RDR_{it} + \alpha_4 SIZE_{it} + \alpha_5 PROFIT_{it} + \sum DUMMY + u_{it} \quad (1)$$

在式(1)中, i 表示第 i 个企业; t 表示第 $t(t=2007, \dots, 2018)$ 年; TFP_{it} 表示企业 i 第 t 年的全要素生产率增长率; $DEBT_{it}$ 为企业的杠杆率; GOV_{it} 为政府补贴; RDR_{it} 为企业创新投入; $SIZE_{it}$ 为企业规模; $PROFIT_{it}$ 为企业营业利润占比; $DUMMY$ 为虚拟变量,包括时间效应 $YEAR$ 、行业效应 IND 和企业所有权性质 SOE ; u_{it} 为残差; $\alpha_1 - \alpha_5$ 为待估参数。为考察杠杆率对企业全要素生产率增长的影响路径,将 TFP 分解为前沿技术进步率 TC_{it} 、技术效率增长率 TEC_{it} 、规模效率变化率 SEC_{it} 、配置效率变化率 $FAEC_{it}$,模型(1)的被解释变量则相应地替换为 TC_{it} 、 TEC_{it} 、 SEC_{it} 、 $FAEC_{it}$ 。

(二)相关变量测度

(1)全要素生产率的测算与分解

在袁堂军^[30]测算上市公司全要素生产率的基础上,借鉴 Kumbhakar 等^[31]、范剑勇^[32]的方法采用 SFA 方法,将上市公司全要素生产率增长率分解为前沿技术进步率(TC)、技术效率增长率(TEC)、规模效率变化率(SEC)与配置效率变化率($FAEC$)。假设生产函数为:

$$y_{it} = f(x_{it}, t) e^{(-u_{it})} \quad (2)$$

在式(2)中, y_{it} 为 i 企业 t 期的产出; x_{it} 为各种投入要素, $f(x_{it}, t)$ 为生产前沿面; u_{it} 为技术无效率项, $e^{(-u_{it})} = y_{it}/f(x_{it}, t)$ 为技术效率。Kumbhakar 等^[31]将 TFP 分解为4个部分:

$$TEP_{it} = TC_{it} + TEC_{it} + SEC_{it} + FAEC_{it} \quad (3)$$

式中, $TC_{it} = d \ln f(x_{it}, t) / dt$,是生产前沿面的推进,即前沿技术进步率; $TEC_{it} = d(-u_{it}) / dt$,是技术效率项的增长率; $SEC_{it} = (RTS_{it} - 1) \sum_j \lambda_{ij} g x_{ij}$,是规模效率变化率; $FAEC_{it} = \sum_j (\lambda_{ij} - S_{ij}) g x_{ij}$,表示配置效率变化率; $RTS_{it} = \sum_j \varepsilon_{ij}$,是指规模报酬; $\lambda_{ij} =$

$\varepsilon_{ij} / RTS_{it}$,表示第 j 种投入要素的产出份额; $g x_{it} = d \ln x_{it} / dt$,表示第 j 种投入要素 x_{ij} 的增长率; $Factor_{it} = \sum_j S_{ij} g x_{ij}$,表示成本份额加权的要素投入增长率; $S_{it} = W_{ij} x_{ij} / \sum_j \lambda_{ij} g x_{ij}$,表示第 j 种投入要素的成本份额; W_{ij} 表示第 j 种投入要素的价格。

(2)解释变量的测度

解释变量的测度见表1。

表1 解释变量的测度

变量名称	变量符号	变量定义
杠杆率	DEBT	负债占总资产比重
政府补贴	GOV	政府补贴比营业收入
技术创新	RDR	研发人员数量占比
企业规模	SIZE	企业总资产取对数
营业利润比	PROFIT	营业利润占总利润的比例
年份	YEAR	年份虚拟变量
行业	IND	行业虚拟变量
企业性质	SOE	企业性质虚拟变量

(三)数据来源与处理

本文选择2007—2018年沪深A股制造业上市公司作为样本,并根据研究方向和样本的实际情况对数据做了以下处理:剔除在观测期内被证监会处分或退市的公司;剔除非制造业公司;剔除数据严重缺失的公司;剔除数据截止年份当年注册的公司。处理之后的数据最终包含1913家制造业上市公司。

四、杠杆率对制造业企业全要素生产率及其结构影响的实证检验

为提高理论分析准确性,需要对模型进行相关检验。首先是共线性检验。相关系数分析表明杠杆率和企业规模相关系数最高,为0.548,其他变量相关系数均小于0.1,初步判断解释变量之间不存在严重共线性。进一步检验发现,方差膨胀系数均值为1.18,最大方差系数为1.44,方差膨胀系数均小于2(见表2)。综上所述,可以认为解释变量不存在严重的多重共线性。

表2 解释变量的方差膨胀系数

变量	VIF	1/VIF
SIZE	1.440	0.695
DEBT	1.430	0.699
GOV	1.010	0.990
PROFIT	1.000	0.998
RDR	1.000	1.000
MEAN VIF	1.180	/

静态面板模型包括固定效应和随机效应静态面板模型,分别对以全要素生产率增长及其分解项为被解释变量的模型进行 Hausman 检验,结果表明:在 1% 或 5% 显著水平下可以拒绝原假设,因此模型设定为固定效应模型。固定效应模型包括个体固定效应模型和时间固定效应模型^[31],采用 Breusch 等^[33]提出的拉格朗日乘子法进一步检验表明:分别以全要素生产率及其分解项为被解释变量的模型,均在 1% 显著水平下拒绝不存在时间效应和不存在个体效应的原假设,因此这些模型设定为个体时间效应固定模型。

表 3 模型设定的检验

模型	TFP	TC	TEC	SEC	FAEC
Hausman 检验	1 460.020 ***	4 144.810 ***	1 061.520 ***	200.530 ***	11.910 **
时间效应检验	4 274.050 ***	2 390.340 ***	4 489.640 ***	7.910 ***	4.150 ***
个体效应检验	4 222.320 ***	2 340.420 ***	4 428.220 ***	8.670 ***	3.960 ***

(一) 基准回归结果及其分析

基于以上检验结果设定计量模型,分别对全要素生产率增长及分解项为被解释变量的模型进行回归。如表 4 所示,所有模型的 F 统计值均大于 1% 显著水平的临界值,说明实证模型设定是合理的。在 TFP 为被解释变量的模型中,杠杆率对 TFP 的估计系数虽然为正但不显著,意味着杠杆率没有显著影响 TFP ;在 TC 为被解释变量的模型中,杠杆率的估计系数为 -0.348 ,显著水平为 1%,说明杠杆率对企业前沿技术进步具有显著的负面作用;在 SEC 为被解释变量的模型中,杠杆率的估计系数为 5.961 ,显著水平为 1%,意味着企业杠杆率对其规模效率变化有显著的正向影响;在 TEC 和 $FAEC$ 为被解释变量的模型中,杠杆率的估计系数均不显著,说明杠杆率对企业的技术效率变化和配置效率变化没有显著影响。

表 4 基准回归结果

变量	TFP	TC	TEC	SEC	FAEC
DEBT	8.362 (0.496)	-0.348 *** (0.000)	3.893 (0.746)	5.961 *** (0.001)	-1.144 (0.191)
CON	222.600 *** (0.004)	-13.970 *** (0.000)	262.900 *** (0.000)	-38.630 *** (0.001)	12.320 ** (0.024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业性质	控制	控制	控制	控制	控制
F 统计量	2 052.700 (0.000)	26 939.000 (0.000)	2 156.700 (0.000)	21.610 (0.000)	8.589 (0.000)

注:括号内为 P 值,***、**、* 分别为 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 有统计学意义,下同;样本数为 7 944。

杠杆率对企业全要素生产率增长没有显著影响,原因在于杠杆率对技术效率变化和配置效率变化的影响不显著,对企业前沿技术进步的负向作用和对规模效率变化的正向作用相互抵消,导致提高杠杆率没有显著影响全要素生产率增长。提高杠杆率抑制企业前沿技术进步,原因在于企业杠杆率越高,债务压力越大,偿还债务成本越多,一系列因素促使企业偏向选择见效快、周期短的投资。同时,融资成本的提高和偿债期限的限制导致企业难以投资风险普遍偏高、周期较长的研发创新,因此杠杆率的提高会抑制企业前沿技术进步。企业提高杠杆率,获得更多外部资金,扩大生产规模,增加产量来分担企业设备、厂房等固定成本,导致平均成本下降,实现规模经济,从而提高规模效率。杠杆率没有显著影响技术效率增长,原因是企业杠杆率通过激励约束机制提高投资效率、降低委托代理成本并提高技术效率的作用,与杠杆增加融资成本、加剧未来融资约束导致产出效率下降的作用抵消。企业杠杆率上升没有显著影响资源配置效率变化,是因为税盾效应降低资本成本改善资源配置效率的效应,与增加杠杆会导致企业过度投资导致扭曲资源配置降低配置效率抵消。

(二) 稳健性检验

为考察实证结果稳健性,以下采用变换控制变量、更换杠杆率的测度指标和选取处理前的数据样本以及采用工具变量 4 种方式进行回归来进行稳健性检验。

(1) 依据已有文献重选控制变量,包括资本密集度 CI 和企业规模 $SIZE$ ^[34]、财务费用率 $FINRATIO$ ^[35]、权益乘数 $RISK$ ^[36] 和融资约束 SA ^[37]。回归结果表明,在 TC 和 SEC 分别为被解释变量的模型中,杠杆率的估计系数分别为 -0.28 和 5.46 ,显著水平达到 1%;在其他模型中,杠杆率的估计系数均不显著,与基准回归结果一致。

(2) 更换杠杆率的测度。采用有形资产带息债务比取代资产负债率作为杠杆率的代理指标,回归结果如表 5 所示:在 TC 和 SEC 分别为被解释变量的模型中,杠杆率的估计系数分别为 -0.313

和 9.267, 显著水平为 1%; 杠杆率的估计系数在其他模型中仍不显著, 与前文回归结果一致。

表 5 稳健性检验

更换控制变量; 样本数 7 795					
变量	TFP	TC	TEC	SEC	FAEC
DEBT	6.450 (0.612)	-0.280 *** (0.003)	2.119 (0.865)	5.460 *** (0.004)	-0.849 (0.356)
F 统计量	1 121.600 (0.000)	15 101.400 (0.000)	1 178.300 (0.000)	12.170 (0.000)	5.090 (0.000)
更换杠杆率; 样本数 7 795					
变量	TFP	TC	TEC	SEC	FAEC
LEVERAGE	34.070 (0.119)	-0.313 *** (0.002)	24.21 (0.260)	9.267 *** (0.000)	0.905 (0.423)
F 统计量	1 024.900 (0.000)	7 529.600 (0.000)	1 067.400 (0.000)	9.875 (0.000)	3.277 (0.000)
未处理的数据样本; 样本数 7 968					
变量	TFP	TC	TEC	SEC	FAEC
DEBT	9.237 (0.449)	-0.329 *** (0.000)	4.461 (0.709)	6.302 *** (0.001)	-1.198 (0.169)
F 统计量	2 064.400 (0.000)	27 000.800 (0.000)	2 168.800 (0.000)	21.870 (0.000)	8.456 (0.000)
杠杆率滞后二期作为工具变量; 样本数 2 639					
变量	TFP	TC	TEC	SEC	FAEC
DEBT _{t-2}	-54.380 (0.115)	-0.699 ** (0.046)	-56.780 (0.101)	3.071 * (0.070)	0.028 (0.968)
F 统计量	59.400 (0.000)	175.600 (0.000)	57.710 (0.001)	50.720 (0.000)	39.910 (0.000)
过度识别 Sargen 检验的卡方统计量	0.646 (0.422)	0.943 (0.331)	0.679 (0.410)	0.732 (0.392)	0.120 (0.729)
弱工具变量检验的 F 统计量	3 624.620 (0.000)				

注: 所有模型均控制了时间效应、行业效应、个体效应和企业性质; 控制变量和截距项均未列出, 更换杠杆率和未处理的数据样本回归的控制变量与表 4 相同。

(3) 选择未处理的数据样本进行回归, 结果表明在 TC 和 SEC 分别为被解释变量的模型中, 杠杆率的估计系数分别为 -0.329 和 6.302, 显著水平均为 1%; 在其他模型中杠杆率的估计系数不显著, 与上述回归结果一致。

(4) 杠杆率与企业全要素生产率增长结构之间可能存在反向因果。为解决潜在的内生性问题, 采用杠杆率的滞后一期和滞后二期作为工具变量, 运用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行因果识别。由表可见, 过度识别检验 (Sargan 检验) 对应的概率为 0.331 ~ 0.729, 即不能拒绝工具变量是过度识别的原假设, 表明选取的工具变量是外生的。所有模型弱工具变量检验的 F 统计量为 3 624.62, 均大于 10, 即拒绝存在弱工具变量的原假设, 表明选取的工具变量有效。在 TC 和 SEC 分别为被解释变量的模型中, 杠杆率的估计系数分别为 -0.699 和 3.071, 显著水平分别为 5% 和 10%; 在其他模型中杠杆率的估计系数则不显著, 与上述回归结果一致。因此, 无论更换控制变量还是更换杠杆率测度、选择未处理的数据样本, 抑

或是采用工具变量进行回归, 杠杆率的估计系数在相应的模型中均是一致的, 因此估计结果是稳健的。

五、异质性视角下杠杆率对制造企业 TFP 及其结构影响的实证检验

为考察金融化、技术创新水平及外循环的异质性影响杠杆率对企业全要素生产率增长及其结构的作用, 按企业是否金融投资、技术创新水平高低及是否外资企业和是否出口分组进行回归, 每个分组也分别以 TFP 及分解项 TC、TEC、SEC 和 FAEC 为被解释变量, 利用模型 (1) 检验企业异质性是否影响杠杆率对 TFP 及其分解项的作用。

(一) 企业金融化影响杠杆率对全要素生产率增长及其结构作用的检验

按企业是否金融化 (即是否存在金融投资) 进行分组检验。从表 6 可知: 在 TC 为被解释变量的模型中, 金融化企业的杠杆率估计系数为 -1.166, 显著水平为 5%, 非金融化企业的杠杆率估计系数为 -0.204, 显著水平均 5%, 表明无论企业是否金融化, 提高杠杆率均抑制前沿技术进步, 且金融化后企业杠杆率的提高对前沿技术进步的抑制作用更大。在 SEC 为被解释变量的模型中, 金融化企业的杠杆率估计系数不显著; 非金融化企业的杠杆率估计系数为 7.054, 显著水平为 1%, 表明金融化企业提高杠杆率没有显著影响规模效率变化, 非金融化企业提高杠杆率显著提高规模效率。在 FAEC 为被解释变量的模型中, 金融化企业杠杆率估计系数为 -10.86, 显著水平为 1%; 非金融化企业杠杆率估计系数不显著, 表明金融化企业提高杠杆率显著降低资源配置效率, 非金融化企业提高杠杆率没有显著影响资源配置效率变化。在 TFP 和 TEC 分别为解释变量的模型中, 无论企业是否金融化, 杠杆率估计系数均不显著。

企业是否金融化影响杠杆率对前沿技术进步的作用, 且抑制前沿技术进步的作用更大, 是因为金融化企业增加杠杆获得的资金更可能被用于金融投资而非创新投入, 抑制前沿技术进步的作用更大, 而非金融化企业则不存在此类问题。企业是否金融化影响杠杆率对规模效率的作用, 因为

表 6 按企业金融化异质性分组的回归结果

变量	被解释变量 <i>TFP</i>		被解释变量 <i>TC</i>		被解释变量 <i>TEC</i>		被解释变量 <i>SEC</i>		被解释变量 <i>FAEC</i>	
	金融化	非金融化	金融化	非金融化	金融化	非金融化	金融化	非金融化	金融化	非金融化
<i>DEBT</i>	-75.400 (0.492)	12.570 (0.565)	-1.166 ** (0.041)	-0.204 ** (0.046)	-69.310 (0.526)	5.536 (0.796)	9.507 (0.251)	7.054 *** (0.004)	-10.860 *** (0.002)	-0.865 (0.319)
<i>CON</i>	-172.200 (0.788)	199.500 (0.183)	-9.385 *** (0.005)	-12.880 *** (0.000)	-127.000 (0.842)	348.100 ** (0.018)	-38.250 (0.429)	-152.500 *** (0.000)	2.800 (0.892)	8.194 (0.168)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业性质	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>F</i> 统计量	95.560 (0.000)	1 810.700 (0.000)	667.900 (0.000)	12 347.700 (0.000)	98.490 (0.000)	1 897.800 (0.000)	2.723 (0.003)	18.500 (0.000)	2.042 (0.029)	3.881 (0.000)
<i>N</i>	605	5 193	605	5193	605	5 193	605	5193	605	5 193

企业增加杠杆将资源配置到金融领域意味着直接减少生产投入。但金融投资可能获得更多短期利润,有利于企业扩大生产规模,意味着金融化企业增加杠杆对规模效率的正向作用和负向作用相互抵消,即对规模效率的影响不显著。非金融化企业增加杠杆,则将资金用于扩大生产规模,有利于提升规模效率。金融化企业促使杠杆率降低资源配置效率,因为金融化企业增加杠杆则将更多资金投入金融领域而非主营业务,损害企业的生产经营能力,扭曲资源配置,降低资源配置效率;非金融化企业增加杠杆没有显著影响配置效率的影响,原因与基准回归解释相同。金融化企业没有显著影响杠杆率对技术效率的作用,原因是增加杠杆对技术效率的正向作用与负向作用相互抵消。非金融化企业的杠杆率没有显著影响全要素生产率增长,因为非金融化企业增加杠杆对前沿技术进步的负向作用与提升规模效率的正向作用相互抵消;金融化企业增加杠杆对前沿技术进步和资源配置的负向作用,则不能显著抵消潜在的规模效率变化。

(二)技术创新水平影响杠杆率对全要素生产率增长及其结构作用的检验

按创新平均水平分为创新水平高低两组进行检验。由表 7 可知:在 *TFP* 为被解释变量的模型中,创新水平高的企业杠杆率估计系数为 39.11,显著水平为 10%,创新水平低的企业杠杆率估计系数则不显著,表明创新水平高的企业提高杠杆率可以提升全要素生产率。在 *TC* 为被解释变量的模型中,创新水平高的企业杠杆率估计系数为

-0.653,创新水平低的企业杠杆率估计系数为 -0.404,显著水平均为 1%,说明无论创新水平高低企业增加杠杆率均抑制前沿技术进步,创新水平高的企业提高杠杆率抑制前沿技术进步的作用更大。在 *SEC* 为被解释变量的模型中,创新水平高的企业杠杆率估计系数为 5.815,显著水平为 10%;创新水平低的企业杠杆率估计系数为 3.97,显著水平均为 10%,表明无论创新水平高低的企业提高杠杆率均显著提升规模效率,且创新水平高的企业提高杠杆率提升规模效率的作用更大。在 *TEC* 和 *FAEC* 分别为被解释变量的模型中,无论创新水平高低企业杠杆率估计系数均不显著。

创新水平高的企业增加杠杆抑制前沿技术进步的作用更大,原因是创新水平较高的企业技术创新难度大、风险高,增加杠杆进行技术创新叠加的风险加大,增加杠杆减少研发投入可能比创新水平低的企业更多,抑制前沿技术的作用更大。技术创新水平高的企业增加杠杆提升规模效率的作用更大,因为技术创新水平高的企业技术水平更高,投入产出率更高,增加杠杆扩大生产规模提升规模效率的幅度更大。创新水平高的企业提高杠杆率促进全要素生产率提升,创新水平低的企业提高杠杆率没有显著提升全要素生产率,原因可能是创新水平高的企业提高杠杆率提升规模效率的作用超过了抑制前沿技术进步的作用,创新水平低的企业提高杠杆率提升规模效率的作用不能抵消抑制前沿技术进步的作用。创新水平高低没有显著影响企业杠杆率对技术效率增长和配置效率变化的作用。

表7 按技术创新水平分组的回归结果

变量	被解释变量 <i>TFP</i>		被解释变量 <i>TC</i>		被解释变量 <i>TEC</i>		被解释变量 <i>SEC</i>		被解释变量 <i>FAEC</i>	
	高	低	高	低	高	低	高	低	高	低
<i>DEBT</i>	39.110 * (0.095)	-5.563 (0.712)	-0.653 *** (0.000)	-0.404 *** (0.001)	32.780 (0.152)	-7.959 (0.589)	5.815 * (0.093)	3.970 * (0.094)	0.473 (0.785)	-1.113 (0.359)
<i>CON</i>	-225.600 (0.136)	92.060 (0.526)	9.717 *** (0.000)	10.060 *** (0.000)	-193.600 (0.190)	129.400 (0.362)	-87.870 *** (0.000)	-38.210 * (0.095)	35.970 *** (0.001)	-4.766 (0.683)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业性质	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>F</i> 统计量	596.700 (0.000)	903.400 (0.000)	6378.100 (0.000)	8411.600 (0.000)	631.400 (0.000)	951.800 (0.000)	7.063 (0.000)	6.639 (0.000)	1.644 (0.036)	3.241 (0.000)
<i>N</i>	3 130	4 665	3 130	4 665	3 130	4 665	3 130	4 665	3 130	4 665

(三) 外循环异质性影响企业杠杆率增长对全要素生产率及其结构作用的检验

(1) 外资和非外资企业杠杆率对全要素生产率增长及其结构作用的检验。按是否外资企业分组检验。结果见表8:在 *TC* 为被解释变量的模型中,外资企业的杠杆率估计系数为 -1.479,非外资企业的杠杆率估计系数为 -0.274,二者显著水平均为 1%,表明无论是否为外资企业提高杠杆率均抑制前沿技术进步,且外资企业提高杠杆率抑制前沿技术进步的作用更大。在 *SEC* 为被解释变量的模型中,外资企业的杠杆率估计系数为 12.49,显著水平为 10%;非外资企业的杠杆率估计系数为 5.576,显著水平均为 1%,表明无论是否为外资企业提高杠杆率均提高企业规模效率,且外资企业提高杠杆率提高规模效率的作用更大。在 *TFP*、*TEC* 和 *FAEC* 分别为被解释变量的模型中,无论是否为外资企业杠杆率估计系数均不显著。

无论是否为外资企业增加杠杆均抑制前沿技术进步,是因为杠杆率提高意味着负债增加,偿还债务成本增加,融资成本上升,促使企业侧重选择见效快的短期投资,不利于风险高、周期长的创新投资,进而不利于前沿技术水平的提高。外资企业增加杠杆抑制前沿技术进步的作用更大,主要是因为与本地企业相比,外资企业技术水平较高,具有明显的竞争优势,竞争压力较小,创新动机不足,增加杠杆获得的融资进行创新的概率比本地企业更低,抑制前沿技术进步作用更大。外资企业提高杠杆率提升规模效率的作用比非外资企业更大,是因为外资企业多是国际跨国公司的子公司,相比本地企业专业化分工水平、技术水平更高,增加杠杆扩大生产规模提高规模效率幅度比本地企业更大。无论外资抑或非外资企业,增加杠杆没有显著提升技术效率和配置效率。外资企业虽然企业治理水平高,激励约束机制完善,技术

表8 按企业性质分组回归结果

变量	被解释变量 <i>TFP</i>		被解释变量 <i>TC</i>		被解释变量 <i>TEC</i>		被解释变量 <i>SEC</i>		被解释变量 <i>FAEC</i>	
	外资	非外资	外资	非外资	外资	非外资	外资	非外资	外资	非外资
<i>DEBT</i>	-47.350 (0.397)	11.630 (0.356)	-1.479 *** (0.000)	-0.274 *** (0.003)	-58.380 (0.294)	7.561 (0.539)	12.490 * (0.074)	5.576 *** (0.003)	0.022 (0.995)	-1.236 (0.173)
<i>CON</i>	427.900 (0.225)	213.100 *** (0.007)	-21.500 *** (0.000)	-13.460 *** (0.000)	544.100 (0.122)	249.60 *** (0.001)	-86.460 * (0.050)	-36.260 *** (0.002)	-8.265 (0.685)	13.280 ** (0.019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业性质	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>F</i> 统计量	130.500 (0.000)	1 920.600 (0.000)	1 875.400 (0.000)	25 190.300 (0.000)	132.300 (0.000)	2 024.500 (0.000)	2.111 (0.009)	20.210 (0.000)	1.625 (0.064)	8.883 (0.000)
<i>N</i>	562	7 382	562	7 382	562	7 382	562	7 382	562	7 382

效率高,但是在作为发展中国家的中国,资本较为稀缺,企业增加杠杆的融资成本较高,投资效率较低,增加杠杆提升技术效率的正向作用因此被抵消。同时,外资企业技术水平高,要素投入产出率高,增加杠杆吸引更多资金流向外资企业,可能改善资源配置。但是增加杠杆提高融资成本导致的资源配置扭曲可能抵消其改善作用。非外资企业提高杠杆率对技术效率增长及资源配置效率变化的影响不显著,原因与基准回归基本相同。因此,无论外资企业与否,提高杠杆率产生的规模效率均会与抑制前沿技术进步的效应相抵消,进而导致杠杆率对全要素生产率增长的作用不显著。

(2) 出口贸易影响杠杆率对全要素生产率增长及其结构作用的检验。按企业是否出口分两组进行检验,由表 9 可知:在 *TFP* 为被解释变量的模型中,出口企业的杠杆率估计系数为 -44.17,显著水平为 5%,非出口企业的杠杆率估计系数不显著,表明出口企业提高杠杆率降低全要素生产率。在 *TC* 为被解释变量的模型中,出口企业的杠杆率估计系数为 -0.52,非出口企业的杠杆率估计系数为 -0.724,显著水平均为 1%,说明无论是否出口企业增加杠杆率均抑制前沿技术进步,且非出口企业提高杠杆率抑制前沿技术进步的作用更大。在 *TEC* 为被解释变量的模型中,出口企业杠杆率估计系数为 -42.19,显著水平为 5%;非出口企业的杠杆率估计系数不显著,表明出口企业提高杠杆率显著降低技术效率,非出口企业提高杠杆率则没有显著影响技术效率增长。在 *SEC* 为被

解释变量的模型中,出口企业的杠杆率估计系数不显著;非出口企业的杠杆率估计系数为 8.84,显著水平均为 10%,表明非出口企业提高杠杆率显著提升规模效率,出口企业提高杠杆率没有显著影响规模效率变化。在 *FAEC* 为被解释变量的模型中,出口企业的杠杆率估计系数为 -1.581,显著水平为 10%;非出口企业的杠杆率估计系数不显著,表明出口企业提高杠杆率显著降低资源配置效率,非出口企业提高杠杆率则没有显著影响。

出口企业和非出口企业提高杠杆率显著抑制前沿技术进步,但出口企业的负作用比非出口企业的负作用更小,原因是出口企业提高杠杆率获得更多资金可以扩大生产规模,进而扩大出口,增强出口学习效应,特别是为加工贸易出口而进口包含先进技术的中间品引致的学习效应,从而促进前沿技术进步,部分抵消企业增加杠杆对前沿技术进步的负向作用。出口企业增加杠杆率显著降低技术效率,非出口企业没有显著影响技术效率变化,原因在于税收优惠会吸引低效率的企业选择出口。增加杠杆意味着出口规模扩大,效率进一步降低,因此出口企业提高杠杆率降低技术效率。出口企业增加杠杆没有显著提升规模效率,非出口企业增加杠杆则显著促进规模效率提升,原因是我国市场规模巨大,企业依靠国内市场就可以获得规模经济。出口企业的生产规模更大,增加杠杆促使出口企业扩大规模,内部交易成本提升,反而导致规模不经济;而非出口企业增加杠杆扩大生产规模则可以提升规模效率。由于税

表 9 按出口贸易异质性分组的回归结果

变量	被解释变量 <i>TFP</i>		被解释变量 <i>TC</i>		被解释变量 <i>TEC</i>		被解释变量 <i>SEC</i>		被解释变量 <i>FAEC</i>	
	出口	非出口	出口	非出口	出口	非出口	出口	非出口	出口	非出口
<i>DEBT</i>	-44.170 ** (0.024)	10.810 (0.710)	-0.520 *** (0.007)	-0.724 *** (0.003)	-42.190 ** (0.025)	5.954 (0.833)	0.605 (0.894)	8.840 * (0.082)	-1.581 * (0.096)	-0.676 (0.569)
<i>CON</i>	-54.910 (0.664)	-95.940 (0.613)	-11.870 *** (0.000)	-8.190 *** (0.000)	-60.030 (0.622)	-89.140 (0.627)	-4.494 (0.878)	43.510 (0.189)	-1.114 (0.856)	-10.390 (0.180)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业性质	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>F</i> 统计量	502.900 (0.000)	195.700 (0.000)	7322.800 (0.000)	4087.000 (0.000)	533.900 (0.000)	206.700 (0.000)	3.212 (0.000)	4.282 (0.000)	2.573 (0.002)	3.414 (0.000)
<i>N</i>	2 597	1 839	2 597	1 839	2 597	1 839	2 597	1 839	2 597	1 839

收优惠吸引低效率的企业选择出口,出口企业增加杠杆率会显著降低资源配置效率,非出口企业没有显著影响资源配置效率变化。出口企业提高杠杆率显著降低全要素生产率,非出口企业提高杠杆率则没有显著影响全要素生产率增长,原因是出口企业提高杠杆率抑制前沿技术进步、降低技术效率、降低资源配置效率,进而降低了全要素生产率;而非出口企业提高杠杆率对前沿技术进步的负向作用和对规模效率变化的正向作用相互抵消,因此并未显著影响全要素生产率增长。

六、结论与启示

(一) 结论

提高杠杆率没有显著影响企业全要素生产率增长及技术效率和资源配置效率,但显著抑制前沿技术进步和规模效率提高。更换控制变量、杠杆率测度、变换样本和选取工具变量得到一致估计结果。进一步检验企业异质性影响杠杆率对全要素生产率增长及其结构的作用发现:创新水平高的企业增加杠杆显著提高全要素生产率,出口企业提高杠杆率显著抑制全要素生产率提升,其他情况不显著。企业异质性没有改变提高杠杆率对前沿技术进步抑制作用的性质,金融化企业、创新水平高的企业、外资企业及非出口企业分别相对非外资企业、非金融化企业、创新水平低的企业及出口企业,提高杠杆率抑制前沿技术进步的作用更大。外资企业提高杠杆率显著降低技术效率,其他情况均不显著;外资企业、创新水平高的企业分别相对于非外资企业、创新水平低的企业,提高杠杆率促进规模效率的作用更大。非金融化企业和非出口企业提高杠杆率显著提升规模效率,金融化企业和出口企业提高杠杆则没有显著影响;金融化企业和出口企业提高杠杆显著降低资源配置效率,其他情况不显著。

(二) 启示

第一,依靠增加杠杆不能促进制造业前沿技术进步。随着中国成为制造大国,制造业技术实现全面进步,虽然多数技术仍在“跟跑”,但是也有相当一部分技术已实现世界“并跑”和“领跑”。制

造业技术无论要实现由“跟跑”到“并跑”和“领跑”,还是持续保持“并跑”和“领跑”,都必须加大技术创新力度。经历依靠技术引进、技术模仿促进技术进步阶段后,进入自主创新特别是科技自立自强阶段,技术创新难度、创新风险、投入规模巨大,收益高,外部性大,企业仅通过负债难以实现技术突破,必须发挥政府的作用,持续加大基础研究投入,积极推进重大科技创新平台建设,强化国家战略科技力量,加大原创性引领性科技攻关的力度。

第二,结合企业异质性,权衡增加杠杆抑制前沿技术进步与提升规模效率的关系。无论哪类企业增加杠杆都会抑制前沿技术进步,而非金融化企业、技术创新水平高的企业、外资企业及非出口企业增加杠杆获得资金后主要用于扩大生产规模,可以提高规模效率。

第三,结合企业异质性调杠杆。如金融化企业降杠杆可以矫正资源配置扭曲,改善资源配置效率;出口企业降杠杆可以提高技术效率和资源配置效率,进而提高全要素生产率。

参考文献:

- [1] 邹薇,任娟娟. 信贷错配、非金融企业结构性去杠杆与全要素生产率[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2020(4):92-97.
- [2] 宋清华,林永康. 杠杆率会影响全要素生产率吗——基于企业和地区异质性的视角[J]. 山西财经大学学报, 2021(3):112-126.
- [3] 刘晓光,刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现[J]. 经济研究,2019(7):127-141.
- [4] 王玉泽,罗能生,刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. 中国工业经济,2019(3):138-155.
- [5] LEVINE O, WARUSAWITHARANA M. Finance and productivity growth: firm-level evidence [J]. Journal of monetary economics, 2021, 117(1): 91-107.
- [6] 孟宪春,张屹山,张鹤,等. 预算软约束、宏观杠杆率与全要素生产率[J]. 管理世界,2020(8):50-64.
- [7] 陈颖,缪海斌. 降杠杆会抑制经济增长吗?——国际实证与中国观察[J]. 国际金融研究,2018(8):3-12.
- [8] 张晓晶,文丰安. 结构性去杠杆:政策演进、理论逻辑与实现路径[J]. 改革,2018(8):5-14.
- [9] GOMIS R M, KHATIWADA S. Debt and productivity: evidence from firm-level data [R]. Graduate institute of

- international and development studies working paper, 2017.
- [10] CONVERSE N. Uncertainty, capital flows, and maturity mismatch[J]. Journal of international money and finance, 2018(88): 260-275.
- [11] 胡育蓉, 齐结斌, 楼东玮. 企业杠杆率动态调整效应与“去杠杆”路径选择[J]. 经济评论, 2019(2): 88-100.
- [12] 何瑛, 张大伟. 管理者特质、负债融资与企业价值[J]. 会计研究, 2015(8): 65-72.
- [13] 吴红军, 刘啟仁, 吴世农. 公司环保信息披露与融资约束[J]. 世界经济, 2017(5): 124-147.
- [14] MUKHERJEE A, SINGH M, ZALDOHAS A. Do corporate taxes hinder innovation? [J]. Journal of financial economics, 2017, 124(3): 195-221.
- [15] 张杰. 负债率如何影响生产率——基于中国工业部门 U 型关系的一个解释[J]. 财贸经济, 2019(3): 68-63.
- [16] HSU P H, TIAN X, XU Y. Financial development and innovation: cross-country evidence[J]. Journal of financial economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [17] LI H, LOYALKA P, ROZELLE S. Human capital and China's future growth[J]. Journal of economic perspectives, 2017, 31(1): 25-48.
- [18] 朱宏亮. 融资结构影响全要素生产率的实证分析——来自 A 股上市公司的微观证据[J]. 科学决策, 2020(1): 72-89.
- [19] 樊勇, 王蔚. 市场化程度与企业债务税质效应——来自中国上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2014(2): 44-55.
- [20] 江小涓, 孟丽君. 内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J]. 管理世界, 2021(1): 1-18.
- [21] YUM. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from chinese firms [J]. Economic journal, 2015, 125(585): 943-988.
- [22] 李丽霞, 李培鑫, 张学良. 开发区政策与中国企业“出口—生产率悖论”[J]. 经济学动态, 2020(7): 65-83.
- [23] 钱学锋, 潘莹, 毛海涛. 出口退税、企业成本加成与资源误置[J]. 世界经济, 2015(8): 80-106.
- [24] 张杰, 张帆, 陈志远. 出口与企业生产率关系的新检验: 中国经验[J]. 世界经济, 2016(6): 54-76.
- [25] 罗伟, 吕越. 金融市场分割、信贷失衡与中国制造业出口——基于效率和融资能力双重异质性视角的研究[J]. 经济研究, 2015(10): 49-63.
- [26] 史洁慧, 苏莹. 从金融危机看中国企业出口退出与企业财务状况的关系[J]. 国际经贸探索, 2015(6): 18-29.
- [27] 余鹏翼, 李学沛, 白洛凡, 等. 技术获取型跨国并购的双向效应与企业全要素生产率——以先进制造业为例. 中国软科学, 2022(2): 116-126.
- [28] 丁剑平, 陆晓琴, 胡昊. 汇率对企业杠杆率影响的机理与效应: 来自中国企业的证据[J]. 世界经济, 2020(10): 74-96.
- [29] 王欢芳, 张幸, 贺正楚, 等. 战略性新兴产业全要素生产率测度及影响因素研究[J]. 中国软科学, 2020(11): 143-153.
- [30] 袁堂军. 中国企业全要素生产率水平研究[J]. 经济研究, 2009(6): 52-64.
- [31] KUMBHAKAR S C, DENNY M, FUSS M. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient: A panel data approach[J]. Econometric reviews, 2000, 19(4): 312-320.
- [32] 范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究, 2006(11): 72-81.
- [33] BREUSCH T S, PAGAN A R. The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics [J]. Review of economic studies, 1980, 47(1): 239-253.
- [34] 肖文, 薛天航. 劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J]. 世界经济, 2019(1): 76-94.
- [35] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界, 2015(1): 75-86.
- [36] 柳建华, 孙亮, 卢锐. 券商声誉、制度环境与 IPO 公司盈余管理[J]. 管理科学学报, 2017(7): 24-42.
- [37] 吴敏, 曹婧, 毛捷. 地方公共债务与企业全要素生产率: 效应与机制[J]. 经济研究, 2022(1): 107-121.

(本文责编: 海 洋)