

经营杠杆与企业全要素生产率¹

朱琳² 刘凤委³ 孙铮⁴

摘要 本文结合我国供给侧改革及推动经济高质量发展的现实背景,探讨企业杠杆风险的重要来源——经营杠杆是否及如何对企业全要素生产率产生影响。研究发现,经营杠杆的增加会显著抑制企业全要素生产率的提升。拓展性研究表明:(1)增加企业融资约束、降低企业投资效率,是经营杠杆抑制企业全要素生产率提升的重要作用机制;(2)经营杠杆降低企业全要素生产率的作用仅在企业面临更高的经营风险和调整成本时显著,表明企业自身面临较高的经营风险及调整成本水平,是经营杠杆降低企业全要素生产率的重要条件。本文的研究不仅丰富了全要素生产率的影响因素、经营杠杆经济后果的相关文献,对于落实结构化去杠杆,提高企业全要素生产率,实现经济高质量发展,也具有重要启示意义。

关键词 全要素生产率;经营杠杆;融资约束;投资效率

0 引言

推动经济高质量发展,核心任务是提高全要素生产率(杜运周等,2022),特别是在当前国际环境更趋复杂严峻、新冠疫情冲击的双重影响下,我国经济下行压力持续增加,如何提高全要素生产率、促进经济的高质量发展成为社会各界的重要议题。为此,党的二十大报告指出要“坚持以推动高质量发展为主题”,“着力提高全要素生产率”。但值得注意的是,在提升全要素生产率的过程中,非金融企业部门的杠杆风险日益凸显(黄少卿等,2022),宏观经济的系统性风险也随之攀升(苟文均等,2016)。针对这一问题,中央各部委采取了一系列措施稳步推进“去杠杆”进程,降低财务杠杆率,以此助推供给侧改革,提升全要

1 作者感谢江苏高校哲学社会科学研究重大项目(2023SJZD009)、中国博士后科学基金第73批面上项目(2023M732185)、江苏省“青蓝工程”(苏教师函[2022]51号)的资助。

2 朱琳(通信作者),无锡太湖学院会计学院副教授、上海国家会计学院博士后,E-mail:jolinzhutaihu@163.com。

3 刘凤委,上海国家会计学院会计系教授,E-mail:liufengwei@snai.edu。

4 孙铮,上海财经大学商学院教授,E-mail:sunzheng@sufe.edu.cn。

素生产率,实现经济高质量发展。

围绕“去杠杆”与全要素生产率之间的关系,现有文献主要从以负债融资为代表的财务杠杆视角展开了丰富的探讨,但并未取得一致的研究结论(Lewis and Tan, 2016; 张杰, 2019; 黄少卿等, 2022)。需要说明的是,企业的杠杆风险不仅来自财务杠杆,还源于经营杠杆(Bowman, 1981)。然而,现有研究忽视了经营杠杆对全要素生产率可能产生的影响。图1列出了2007—2020年间,我国上市公司财务杠杆、经营杠杆均值变化的趋势图。从图中可见,随着“去杠杆”进程的推进,我国上市公司财务杠杆率逐渐降低并趋于平稳,但近年来,经营杠杆率却呈现出逐年攀升趋势。在这一背景下,探讨经营杠杆对企业全要素生产率的影响,对于全面理解杠杆风险与经济高质量发展之间的关系具有重要的理论与现实意义。那么,经营杠杆是否及如何对企业全要素生产率产生影响呢?

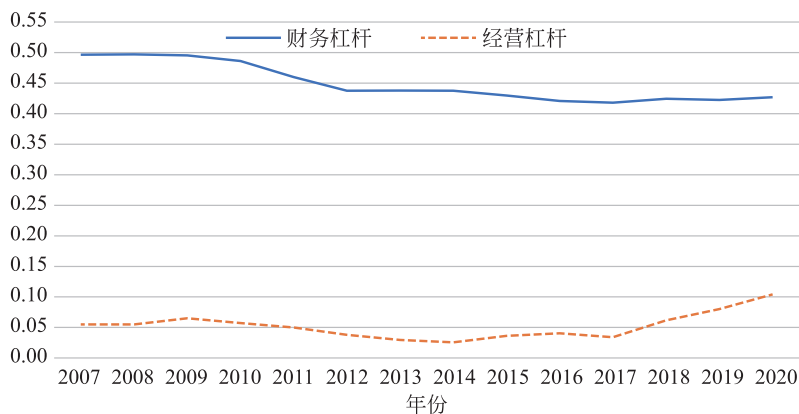


图1 2007—2020年上市公司财务杠杆、经营杠杆均值变化趋势图

根据现有文献的研究结论,并不能对这一问题提供明确的答案。一方面,经营杠杆的提升可能会降低企业全要素生产率。首先,经营杠杆提升所导致的企业内源现金流的波动增加(Aboody et al., 2018; Chen et al., 2019),不仅不利于企业积累持续稳定的内源资金(Kulchania, 2016),还会提升企业外源融资难度(Chen et al., 2011; Lian and Ma, 2021),从而增加企业融资约束,削弱企业获取稳定融资的能力,降低企业全要素生产率。其次,攀升的经营杠杆所伴随的固定成本支出的增加,将会加大企业对内源资金调整的难度,不利于企业保持投资的连续性和平滑性,从而降低企业投资效率(卢闯等, 2015; 朱琳等, 2021)。这将削弱企业资源配置效率,抑制企业全要素生产率增长。但另一方面,经营杠杆也可能会对企业全要素生产率产生积极的促进作用。例如,当企业销售情况稳定向好时,较高的经营杠杆将会放大利润增长,加速企业内源资金积累,从而缓解融资约束对企业生产效率造成的拖累效应,提升全要素生产率。此外,

经营杠杆的增加提升了企业投资后的违约门槛并放大了违约概率,有助于减少股权投资者和债权投资者之间的财富转移,缓解企业投资不足问题(Jiao et al., 2019)。这将有利于提升企业资源配置效率,促进全要素生产率增长。综上,经营杠杆究竟会对企业全要素生产率产生何种影响是一个有待实证的话题。

为此,本文以2007—2020年沪深两市A股上市公司为样本,参考现有研究,主要采用Levinsohn-Petrin法(LP法)测算企业全要素生产率(黄少卿等, 2022;黄勃等, 2022),通过基于经营成本对销售收入的回归系数估计企业经营杠杆(Aboody et al., 2018;朱琳等, 2021),实证检验了经营杠杆对企业全要素生产率的影响。研究发现:(1)经营杠杆与企业全要素生产率显著负相关,表明经营杠杆的增加(降低)将抑制(促进)企业全要素生产率的提升;(2)增加企业融资约束、降低企业投资效率是经营杠杆抑制企业全要素生产率提升的重要作用机制;(3)经营杠杆与企业全要素生产率之间的负相关关系仅在企业面临更高的经营风险和调整成本时显著。这表明,企业自身所面临的较高的经营风险和调整成本水平,是经营杠杆降低企业全要素生产率的重要条件。

本文的潜在研究贡献主要体现在以下三个方面。第一,丰富了全要素生产率影响因素的研究。有关杠杆风险对全要素生产率影响的研究,已有文献主要关注了财务杠杆的影响,且研究结论存在争议。例如,何光辉和杨咸月(2012)、Lewis and Tan(2016)的研究发现,财务杠杆的上升意味着企业拥有更多的债务资金来满足投资需要,有利于提升企业全要素生产率。而黄少卿等(2022)的研究则认为,财务杠杆的上升会加重银行面临的道德风险问题,加剧信贷市场资源错配情况,不利于提升企业全要素生产率。值得注意的是,企业的杠杆风险是财务杠杆风险和经营杠杆风险的联合函数(Mandelker and Rhee, 1984)。经营杠杆会对企业全要素生产率产生何种影响,现有文献则缺乏关注。本文的研究弥补了这一不足,实证检验了经营杠杆对企业全要素生产率的影响,丰富了全要素生产率影响因素领域的相关研究。

第二,拓展了经营杠杆经济后果的研究。从经营杠杆领域的相关文献来看,现有研究主要关注了经营杠杆的影响因素。例如,外部经济环境的不确定性使得经理人为了平衡风险敞口,降低了企业经营杠杆(Kallapur and Eldenburg, 2005);劳动者保护的增强提高了公司固定成本支出,增加了企业经营杠杆(廖冠民和陈燕, 2014;Chino, 2016)等。对于经营杠杆可能引发的经济后果,尽管已有部分学者在这一方面进行了有益的尝试,但总体而言研究相对薄弱。本文的研究拓展了这一领域的相关文献,将经营杠杆与全要素生产率相关联,揭示了经营杠杆是否及如何对企业全要素生产率产生影响,为后续学者

进一步考察经营杠杆的微观经济效应提供了有益的思考。

第三,本文的研究对于全面理解杠杆风险与经济高质量发展也具有一定的政策启示。政府部门在采取有力措施控制非金融企业部门财务杠杆率的同时,也应当注意到经营杠杆率过高对经济发展的不利影响,可以采取有效措施鼓励企业积极盘活存量资产,主动升级生产设备,努力控制固定成本占比遏制经营杠杆攀升,以提升生产效率促进经济高质量发展。

余文结构安排如下:第1部分为文献综述;第2部分为理论分析与研究假说;第3部分为研究设计;第4部分为实证结果;第5部分为拓展性研究;第6部分为研究结论与启示。

1 文献综述

1.1 经营杠杆

有关经营杠杆的影响因素研究,现有文献对其展开了丰富的探讨。例如,与经营风险相关联,已有研究发现当外部经济不确定性越大时,企业会调整成本决策,使得经营杠杆维持在较低水平,以平衡公司的整体风险(Kallapur and Eldenburg, 2005);当企业财务杠杆较高时,企业倾向于采用较低的经营杠杆(Chen et al., 2019),以平衡自身的杠杆风险。与成本决策相关联,已有研究发现劳动者保护的增强提升了公司固定成本支出,增加了经营杠杆,降低了企业经营弹性(廖冠民和陈燕, 2014; Chino, 2016);客户集中度的提高增加了企业维护专有客户的固定成本,提升了企业经营杠杆(Chang et al., 2021)。与经理人风险承担相关联,已有研究发现激烈的产品市场竞争会加剧企业产品市场需求的不确定性,促使经理人保留过剩的产能以应对潜在的产品需求,由此增加企业经营杠杆(Babar and Habib, 2022);随着期权激励薪酬的减少,经理人的风险承担倾向随之下降,进而采用更多的变动成本替代固定成本,降低了企业的经营杠杆(Aboody et al., 2018)。

但值得注意的是,关于经营杠杆经济后果方面的研究则相对薄弱。早期关于经营杠杆经济后果方面的研究主要聚焦于其对股票市场的影响。例如,Lev (1974)的研究发现,经营杠杆的提升增加了公司的系统性风险,加剧了股票收益波动性。但经营杠杆会对微观企业行为产生何种影响,现有研究关注不够充分。少数研究在这一方面进行了有益的尝试。例如,Kulchania (2016)将经营杠杆与企业现金持有决策相关联,研究发现经营杠杆的攀升会加剧企业现金流波动,使得企业持有更多的现金并减少股利支付。朱琳等(2021)则将经营杠杆与

企业投资决策相关联,研究发现经营杠杆的增加会抑制企业研发投入,不利于企业创新。然而,经营杠杆是否会对企业生产效率产生影响,现有文献并未给出明确答案。为此,本文实证检验了经营杠杆对企业全要素生产率的影响,不仅拓宽了经营杠杆经济后果领域的研究视角,对于全面理解杠杆风险与经济高质量发展之间的关系也具有重要意义。

1.2 全要素生产率

宏观经济的高质量发展有赖于微观企业全要素生产率的全面提升(吴敏等,2022),而企业全要素生产率的提升则离不开持续稳定的资金支持(任曙明和吕镞,2014;肖文和薛天航,2019)和资源配置效率的改善(龚关和胡关亮,2013;黄勃等,2022)。从资金支持维度来看,现有研究发现政府补贴(任曙明和吕镞,2014)、减税降费(段姝等,2022)等均有利于缓解企业融资约束,提升全要素生产率;而僵尸企业债务支付拖欠(李旭超和宋敏,2021)、税收征管加强(李建军和王冰洁,2022)等则会加剧企业融资约束,降低全要素生产率。从资源配置效率维度来看,现有研究发现企业数字化转型(赵宸宇等,2021)、战略联盟合作(黄勃等,2022)等均有利于改善资源配置效率,提升全要素生产率;而企业资产金融化(盛明泉等,2018)、金融摩擦异质性(林东杰等,2022)等则会削弱资源配置效率,降低全要素生产率。

围绕杠杆风险与全要素生产率之间的关系,现有研究也展开了丰富的探讨。但值得注意的是,现有文献主要关注了财务杠杆对企业全要素生产率的影响,且并未取得一致的研究结论。一些文献认为,债务利息的支付刚性增加了企业的财务成本和破产风险,因此过高的财务杠杆不利于提升企业生产效率(Chen et al., 2016; DeAngelo et al., 2018; 许晓芳和陆正飞, 2022)。并且在道德风险的约束下,负债水平的提升加剧了借贷企业的融资约束,从而导致更多的信贷资源配置了低效率的生产项目,降低了资源配置效率,不利于全要素生产率的提升(黄少卿等, 2022)。但另一些文献认为,杠杆率上升意味着企业拥有更多的债务资本来满足投资需要(何光辉和杨咸月, 2012),从而放松了企业融资约束,因而能够促进企业全要素生产率增长(Lewis and Tan, 2016)。

值得注意的是,企业的杠杆风险是财务杠杆和经营杠杆的联合函数(Mandelker and Rhee, 1984)。然而,现有文献往往忽视杠杆风险的另一重要来源——经营杠杆对全要素生产率可能产生的影响。本文的研究弥补了这一不足,实证检验了经营杠杆与企业全要素生产率之间的关系,不仅丰富了全要素生产率影响因素的研究,而且对于全面防范杠杆风险,提升企业生产效率以及推动经济高质量发展也具有重要的启示意义。

2 理论分析与研究假说

2.1 经营杠杆对企业全要素生产率的不利影响

如前所述,持续稳定的融资来源及高效的资源配置效率是提升企业全要素生产率的关键因素。然而,企业经营杠杆的攀升所伴随的内源现金流波动及固定成本支出的增加,不仅会加剧企业融资约束,还会降低企业投资效率,进而通过以下两种方式降低企业全要素生产率。

第一,增加融资约束,削弱企业获取稳定融资的能力,降低全要素生产率。经营杠杆是指由于固定成本的存在使得利润变动率大于销售收入变动率的现象。具体地,在一定的产销量范围内,固定成本总额并不会随着产销量的变化而变化。经营杠杆越高的企业,当销售收入上升时,单位成本会随着产销量的增加而减少,盈利水平(内源现金流)将显著提升;当销售收入下降时,由于企业难以快速地根据产销量来削减固定成本,导致营业利润下滑,盈利水平(内源现金流)锐减。因此,经营杠杆越高的企业,内源现金流波动也越大(Aboody et al., 2018; Chen et al., 2019)。而企业全要素生产率的提升有赖于稳定、充足的资金支持(任曙明和吕镞, 2014; 肖文和薛天航, 2019),随着经营杠杆攀升所导致的企业内源现金流波动的增加,不仅不利于企业积累持续稳定的内源资金(Kulchania, 2016),还会提升企业外源融资的难度。例如,Chen et al. (2011)的研究表明,经营杠杆所导致的内源现金流波动的增加,将会提升企业经营风险,增加股权投资者要求的必要报酬率,进而提升企业股权融资成本和融资难度。Lian and Ma(2021)的研究也发现,美国非金融企业中有80%的债务均是以企业经营现金流为抵押的。企业内源现金流越不稳定,债务融资越困难。因此,本文认为,经营杠杆的攀升所导致的企业内源现金流波动的增加,将会加剧企业融资约束,削弱企业获取稳定融资的能力,进而降低企业的全要素生产率。

第二,降低投资效率,削弱企业资源配置效率,降低全要素生产率。经营杠杆产生的根本原因在于企业经营过程中固定成本的存在。较高的经营杠杆意味着企业存在大量的固定成本支出,且在一定时间内,这些固定成本支出难以根据产销量情况进行及时的增减调整,由此导致企业的调整成本上升,经营灵活性下降(Chen et al., 2011; 廖冠民和陈燕, 2014)。而高效的企业投资有赖于内源资金的灵活调整(鞠晓生等, 2013),但较高经营杠杆所伴随的固定成本支出的增加将会加大企业调整内源资金的难度,不利于企业保持投资的连续性和平滑性,这将削弱企业投资效率,导致企业资源配置效率下滑。例如,卢闯等

(2015)的研究发现,劳动保护增强所导致的固定成本支出的增加降低了企业经营的灵活性,使得企业偏离最优的投资规模,损害了公司的投资效率。朱琳等(2021)的研究也发现,经营杠杆提升所伴随的固定成本支出的增加,加大了企业调整内源现金流的难度,降低了企业开展研发投资的意愿,抑制了企业创新。而资源配置效率是影响企业全要素生产率的关键因素(龚关和胡关亮,2013;黄勃等,2022)。因此,本文认为,经营杠杆的提升所伴随的固定成本支出的增加将会降低企业投资效率,削弱企业资源配置效率,不利于提升企业全要素生产率。

2.2 经营杠杆对企业全要素生产率的积极作用

尽管前文论述了经营杠杆可能会对企业全要素生产率产生不利影响,但在理论上,经营杠杆也可能会对企业全要素生产率产生积极作用。首先,当企业销售情况稳定向好时,经营杠杆较高的企业能够实现内部利润的加速积累(Chen et al., 2019)。这将增加企业内源现金流,强化企业提升全要素生产率的支持,有利于企业全要素生产率的增长。

其次,Jiao et al. (2019)的研究指出,由于股东承担了企业投资的所有成本,而债权人却能享受部分投资收益,从而产生投资收益从股东流向债权人的财富转移现象。这降低了股东的投资意愿,使得他们放弃一些净现值为正的投资项目,造成企业投资不足问题。他们的研究发现,经营杠杆的增加提升了企业投资后的违约门槛并放大了违约概率,降低了企业债务的预期价值。这有效缓解了股东和债权人之间的财富转移问题,提升了股东的投资意愿,缓解了企业投资不足,进而提升企业资源配置效率,促进企业全要素生产率增长。

最后,虽然经营杠杆在很大程度上是由产业层面的生产技术外生决定的(Chen et al., 2019; Jiao et al., 2019),但企业在提升自身生产效率的过程中也可能对经营杠杆产生一定的内生影响。例如,技术引进是企业提升全要素生产率的重要手段,但企业在引进技术的过程中往往需要付出较高的固定成本(张杰,2019)。这将推高企业经营杠杆,导致经营杠杆与企业全要素生产率之间呈现正相关关系。

因此,经营杠杆对企业全要素生产率的影响是一个有待实证的话题。经营杠杆究竟是降低还是提升了企业全要素生产率,取决于上述哪一方面的力量占据主导地位。故本文提出下列一组互为竞争的研究假说:

HA: 经营杠杆将显著抑制企业全要素生产率,二者呈负相关关系。

HB: 经营杠杆将显著促进企业全要素生产率,二者呈正相关关系。

3 研究设计

3.1 样本选取与数据来源

本文选取 2007—2020^① 年沪深两市 A 股上市公司为研究对象,所使用的研究数据均来自 CSMAR 数据库。在具体的样本选择过程中,本文按照如下顺序对原始样本进行了筛选:(1)剔除金融行业样本;(2)剔除 ST 及 *ST 样本;(3)剔除在估计经营杠杆时,窗口期数不满 3 年的样本;(4)剔除研究所需数据不完整样本。经过上述处理,最终得到 28234 家公司一年观测值。同时,为减少变量异常值对研究结论的影响,对模型中相关连续变量在 1%和 99%的水平上进行 Winsorize 处理。

3.2 主要实证模型与变量定义

本文主要通过如下模型检验经营杠杆对企业全要素生产率的影响。

$$TFP_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \times OL(OL_ADJ)_{i,t} + \gamma \times CV_{i,t} + firm_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $TFP_{i,t+1}$ 为企业 i 第 $t+1$ 年的全要素生产率; $OL_{i,t}$ 、 $OL_ADJ_{i,t}$ 为企业 i 第 t 年的经营杠杆、经行业中位数平减调整的经营杠杆。参考已有文献(黄少卿等, 2022; 黄勃等, 2022), 本文还控制了一系列可能会影响企业全要素生产率的控制变量 $CV_{i,t}$ 。 $firm_i$ 、 $year_t$ 分别为公司固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。有关企业全要素生产率和经营杠杆的衡量, 说明如下。

1) 全要素生产率

常见的计算企业全要素生产率的方法主要有最小二乘法(OLS)、固定效应法(FE)、Levinsohn-Petrin 法(LP 法)及 Olley-Pakes 法(OP 法)。与 FE 法和 OLS 法相比较, LP 法和 OP 法能较好地克服投入要素内生性及样本选择性问题(张天华和张少华, 2016); 并且, 在 OP 法的基础之上, LP 法进一步缓解了投资变量数值为负以及与生产率关系不敏感的问题。因此, 本文参考已有研究(黄少卿等, 2022; 黄勃等, 2022), 主要采用 LP 法测算企业全要素生产率。

2) 经营杠杆

借鉴已有研究(Aboody et al., 2018; 朱琳等, 2021), 本文主要基于经营成本对销售收入回归的系数来估计企业的经营杠杆。首先, 利用第 t 年至第 $t-7$ 年共 8 年的窗口期数据, 将经营成本的自然对数(LNOC)对销售收入的自然对数

^① 2007—2020 年为解释变量对应的研究期间。由于被解释变量企业全要素生产率(TFP)领先解释变量一期, 故被解释变量对应的研究期间为 2008—2021 年。

(LNREV)进行回归,得出 LNREV 的回归系数 β ,回归模型如下。

$$\text{LNOC}_{i,k} = \alpha + \beta_{i,t} \times \text{LNREV}_{i,k} + \varepsilon_{i,k}, \quad k = t - 7, \dots, t \tag{2}$$

其中,LNOC 表示企业经营成本的自然对数,经营成本 OC 为营业成本加上管理费用、销售费用^①;LNREV 表示企业销售收入的自然对数。其次,参考 Aboody et al. (2018)及朱琳等(2021),采用 1 减去模型(2)中的回归系数 β 来估计企业经营杠杆 OL。最后,为了缓解行业杠杆水平对企业经营杠杆的影响(Jiao et al., 2019),本文进一步采用经行业中位数平减调整的经营杠杆 OL_ADJ 对企业经营杠杆进行衡量。具体地,OL_ADJ=OL-OL_IND,其中,OL_IND 为 OL 的年度行业中位数。

各变量的具体定义如表 1 所示:

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名	变量定义
被解释变量	TFP	采用 LP 法测算企业全要素生产率
解释变量	OL	采用 1 减去模型(2)中的回归系数 β 来估计企业经营杠杆 OL
	OL_ADJ	经年度行业中位数平减调整的经营杠杆
控制变量	SIZE	总资产的自然对数
	LEV	总资产负债率
	ROA	总资产收益率
	LNAGE	上市年限的自然对数
	GROWTH	销售收入增长率
	KY	资本产出比,等于固定资产净额除以主营业务收入
	LNPPAY	员工人均薪酬的自然对数
	Q	托宾 Q 值
	HHI	行业赫芬达尔指数,等于行业内所有上市公司营业收入占比的平方和
	FIRST	第一大股东持股数量占流通股股数的比例
	BOARD	董事会人数的自然对数
	INDIR	独立董事人数占董事会人数的比例
	MHOLD	管理层持股数量占流通股股数的比例
	SOE	产权属性,当企业属于国有产权属性时,SOE 取值为 1,否则为 0
	GGDP	上市公司注册省份的 GDP 增长率
	EXPORT	上市公司注册省份的出口金额占 GDP 的比值

① 在审稿专家的启发下,为避免估算的经营杠杆与财务杠杆之间产生机械的相互关联,本文在计算经营成本 OC 时对当期财务费用进行了剔除。

4 实证结果

4.1 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果,从中可见,TFP 的均值、标准差分别为 9.131、1.109,下四分位数为 8.379,中位数为 9.034,上四分位数为 9.794,基本符合正态分布,但不同企业之间的全要素生产率存在一定差异。OL 的均值、标准差分别为 0.054、0.267,OL_ADJ 的均值、标准差分别为 0.029、0.260。平均来看,我国上市公司成本结构中固定成本占比较低,且不同企业之间固定成本占比的差异较大。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	下四分位数	中位数	上四分位数
TFP _{<i>i,t+1</i>}	28234	9.131	1.109	8.379	9.034	9.794
OL _{<i>i,t</i>}	28234	0.054	0.267	-0.062	0.022	0.139
OL_ADJ _{<i>i,t</i>}	28234	0.029	0.260	-0.082	0.000	0.107
SIZE _{<i>i,t</i>}	28234	22.154	1.270	21.248	21.977	22.867
LEV _{<i>i,t</i>}	28234	0.440	0.201	0.282	0.438	0.593
ROA _{<i>i,t</i>}	28234	0.037	0.056	0.013	0.035	0.064
LNAGE _{<i>i,t</i>}	28234	2.219	0.686	1.609	2.303	2.773
GROWTH _{<i>i,t</i>}	28234	0.181	0.437	-0.025	0.109	0.273
KY _{<i>i,t</i>}	28234	0.495	0.552	0.158	0.327	0.614
LNPPAY _{<i>i,t</i>}	28234	11.473	0.584	11.113	11.474	11.824
Q _{<i>i,t</i>}	28234	2.463	1.715	1.349	1.919	2.933
HHI _{<i>i,t</i>}	28234	0.093	0.087	0.037	0.064	0.116
FIRST _{<i>i,t</i>}	28234	0.345	0.148	0.229	0.324	0.447
BOARDSize _{<i>i,t</i>}	28234	2.140	0.201	1.946	2.197	2.197
INDIRE _{<i>i,t</i>}	28234	0.374	0.053	0.333	0.333	0.429
MHOLD _{<i>i,t</i>}	28234	0.058	0.126	0.000	0.000	0.033
SOE _{<i>i,t</i>}	28234	0.392	0.488	0.000	0.000	1.000
GGDP _{<i>i,t</i>}	28234	0.101	0.058	0.072	0.095	0.123
EXPORT _{<i>i,t</i>}	28234	0.258	0.191	0.080	0.209	0.395

4.2 主要实证结果

表 3 的第(1)、第(2)列分别报告了经营杠杆 OL、OL_ADJ 对企业全要素生产率 TFP 的影响。从中可见,在控制了其他可能影响企业全要素生产率的因素

之后,经营杠杆的回归系数均显著为负。除统计意义上显著外,经营杠杆对企业全要素生产率的影响还具有一定的经济意义。具体地,经营杠杆(OL)每提高 1 个标准差(0.267),企业全要素生产率(TFP)平均约下降 1.04%(0.039×0.267);调整后的经营杠杆(OL_ADJ)每提高 1 个标准差(0.260),企业全要素生产率(TFP)平均约下降 1.20%(0.046×0.260)。这说明,经营杠杆的提升将会抑制企业全要素生产率增长,验证了研究假说 A。

表 3 经营杠杆与企业全要素生产率

	TFP (1)	TFP (2)
OL	-0.039 ** (-2.183)	
OL_ADJ		-0.046 ** (-2.562)
SIZE	0.493 *** (38.951)	0.493 *** (38.989)
LEV	0.362 *** (8.058)	0.361 *** (8.045)
ROA	0.755 *** (10.008)	0.755 *** (10.025)
LNAGE	0.089 *** (4.536)	0.089 *** (4.506)
GROWTH	0.142 *** (16.995)	0.142 *** (16.993)
KY	-0.346 *** (-22.115)	-0.346 *** (-22.138)
LNPPAY	0.046 *** (3.276)	0.045 *** (3.272)
Q	0.034 *** (10.821)	0.034 *** (10.867)
HHI	-0.051 (-0.677)	-0.049 (-0.658)
FIRST	0.017 (0.247)	0.017 (0.248)
BOARDSIZE	0.023 (0.619)	0.023 (0.631)
INDIRE	0.168 (1.599)	0.168 (1.602)

续表		
	TFP	TFP
	(1)	(2)
MHOLD	0.042 (0.705)	0.041 (0.698)
SOE	-0.023 (-0.899)	-0.023 (-0.912)
GGDP	-0.023 (-0.255)	-0.021 (-0.235)
EXPORT	0.117 (1.361)	0.115 (1.342)
截距	-2.891*** (-9.483)	-2.889*** (-9.477)
year	控制	控制
firm	控制	控制
样本数	28234	28234
Adj R^2	0.579	0.579

注：括号内为经公司层面聚类调整后的 t 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

从控制变量来看,企业规模(SIZE)越大、财务杠杆水平(LEV)越高、绩效(ROA)越好、上市年限(LNAGE)越长、增长(GROWTH)越快、成长能力(Q)越强,企业全要素生产率越高,表明企业资源积累有助于促进全要素生产率提升,与黄勃等(2022)、李晓庆和李萌菡(2022)的研究发现基本一致。企业资本产出比(KY)与全要素生产率显著负相关,可能是因为固定资产投资对企业创新投资存在一定的挤出效应,而创新投资则是提升企业全要素生产率的关键途径(黄勃等,2022),由此导致企业资本产出比(KY)的回归系数显著为负。企业员工人均薪酬(LNPPAY)与全要素生产率显著正相关,表明人力资本投资有利于促进企业全要素生产率提升,与黄少卿等(2022)的研究发现保持一致。

4.3 稳健性检验

为确保研究结论可靠,本文从以下 5 个方面进行了稳健性检验。

4.3.1 变更经营杠杆的衡量方式

首先,参考廖冠民和陈燕(2014)的做法,采用息税前利润的自然对数(LNEBIT)对销售收入的自然对数(LNREV)进行回归。与前文估计一致,采用 8 年窗口期对其进行回归,并基于 LNREV 的回归系数 β 衡量企业经营杠杆。其次,前文在估计经营杠杆时,对不满 3 年窗口期数的样本予以剔除。在此,本文进一步缩小样本规模,对不满 8 年连续窗口期的样本进行剔除,重新估计经营

杠杆。最后,将变更衡量方式后的经营杠杆带入模型(1)重新回归,回归结果如表 4 所示,结论保持不变。

表 4 稳健性检验 1:变更经营杠杆的衡量方式

	TFP	TFP	TFP	TFP
OL	-0.034 * (-1.887)		-0.065 ** (-2.216)	
OL_ADJ		-0.033 * (-1.810)		-0.074 ** (-2.565)
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	28234	28234	17705 ^①	17705
Adj R ²	0.579	0.579	0.541	0.541

注:括号内为经公司层面聚类调整后的 t 值;***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。为了列示简洁,在表 4 及后续表格中只保留主要变量的回归结果,其余控制变量的设置与表 3 相同。

4.3.2 变更全要素生产率的衡量方式

Ackerberg et al. (2007) 的研究指出,企业中间投入依赖于资本、劳动和生产率,使得 LP 法在测算企业全要素生产率时依然存在估计上的不可识别和内生性问题。Ackerberg et al. (2007) 放松了 LP 法的假设条件,将劳动投入引入中间投入函数完善了 LP 法,提高了估计结果的准确性。因此,本文参考 Ackerberg et al. (2007) 重新测算企业全要素生产率 TFP_A,并将其带入模型(1)进行回归,回归结果如表 5 所示,研究结论依然稳健。

表 5 稳健性检验 2:变更全要素生产率的衡量方式

	TFP_A	TFP_A
OL	-0.061 *** (-3.269)	
OL_ADJ		-0.065 *** (-3.475)
控制变量	控制	控制
year	控制	控制
firm	控制	控制
样本数	28234	28234
Adj R ²	0.638	0.638

注:括号内为经公司层面聚类调整后的 t 值;***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

^① 剔除不满 8 年连续窗口期的样本观测后,样本数量从 28234 下降为 17705。

4.3.3 2SLS 回归

尽管在模型(1)中,本文已经通过控制公司固定效应及将经营杠杆滞后一期对内生性问题予以缓解,但内生性问题仍然可能对本文的研究结论造成干扰。为此,本文将采用工具变量进行 2SLS 回归。具体地,参考朱琳等(2021),本文选择每家企业样本初期的经营杠杆 $OL_{i,initial}$ 与企业所在地区租赁行业税收收入占比变化 $(LEASER_{i,j,t}/LEASER_{i,j,initial})$ 的商作为工具变量 IV,进行 2SLS 回归。IV 的计算公式如下:

$$IV_{i,t} = OL_{i,initial}/(LEASER_{i,j,t}/LEASER_{i,j,initial}) \tag{3}$$

其中, $OL_{i,initial}$ 为企业 i 在样本初期的经营杠杆; $LEASER_{i,j,t}$ 为上市公司 i 所在省份 j 在第 t 年租赁行业税收收入的占比,即 $LEASER_{i,j,t} = (\text{地区 } j \text{ 租赁行业的税收收入}_{i,j,t}/\text{地区 } j \text{ 租赁行业的法人单位数}_{i,j,t})/(\text{地区 } j \text{ 的税收收入}_{i,j,t}/\text{地区 } j \text{ 的法人单位数}_{i,j,t})$; $LEASER_{i,j,initial}$ 为上市公司 i 所在省份 j 在样本初期租赁行业税收收入的占比,即 $LEASER_{i,j,initial} = (\text{地区 } j \text{ 在公司 } i \text{ 样本期初的租赁行业的税收收入}_{i,j,initial}/\text{地区 } j \text{ 在公司 } i \text{ 样本期初的租赁行业的法人单位数}_{i,j,initial})/(\text{地区 } j \text{ 在公司 } i \text{ 样本期初的税收收入}_{i,j,initial}/\text{地区 } j \text{ 在公司 } i \text{ 样本期初的法人单位数}_{i,j,initial})$ 。

理论上,地区租赁行业创税能力越强,意味着该地区租赁行业越发达。而地区租赁行业越发达,企业就可以更多地凭借租赁方式来组织生产经营,减少固定成本投入,降低经营杠杆。公式(3)构建的工具变量 IV 是由企业初始经营杠杆($OL_{i,initial}$)和地区租赁行业发展水平($LEASER_{i,j,t}/LEASER_{i,j,initial}$)联合决定的,将正向预测企业实际经营杠杆水平,且在很大程度上并不会对企业生产效率产生直接影响,逻辑上满足相关性和排他性要求。

采用工具变量进行 2SLS 回归的结果如表 6 所示,从中可见:(1)第 1 阶段的回归结果显示,工具变量 IV 的回归系数均显著为正,且弱工具变量检验 Cragg-Donald F 的统计值分别为 354.26^{***}、302.39^{***},表明工具变量 IV 与企业经营杠杆之间具有较高的相关性;(2)第 2 阶段的回归结果显示,采用工具变量进行 2SLS 回归后,研究结论依然稳健。

表 6 稳健性检验 3:2SLS 检验

	OL 第 1 阶段	TFP 第 2 阶段	OL_ADJ 第 1 阶段	TFP 第 2 阶段
OL		-0.232* (-1.655)		
OL_ADJ				-0.279* (-1.675)

续表				
	OL	TFP	OL_ADJ	TFP
	第 1 阶段	第 2 阶段	第 1 阶段	第 2 阶段
IV	0.113 *** (6.207)		0.112 *** (6.190)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	28234	28234	28234	28234
Adj R^2	0.053	0.579	0.034	0.579
Cragg-Donald F statistic	354.26 ***		302.39 ***	

注：括号内为经公司层面聚类调整后的 t 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

4.3.4 PSM 检验

为了缓解高、低经营杠杆公司之间的系统性差异对研究结论的干扰,本文采用 PSM 配对方法进行稳健性检验。首先,根据经营杠杆 OL 的年度行业中位数将样本划分为经营杠杆高(实验组)、低(参照组)两组样本。其次,基于 SIZE、LEV、ROA、LNAGE、GROWTH、KY、LNPPAY、Q、HHI、FIRST、BOARD、INDIR、MHOLD、SOE、GGDP、EXPORT,用 PSM 最邻近匹配法进行 1:1 无放回匹配。为确保经营杠杆较高组和较低组样本在上述变量之间均不存在显著差异,本文将两组之间 Pscore 值的差异限定在 0.001 之内。最后,利用 PSM 配对后的样本重新对模型(1)进行检验。采用 PSM 配对后的样本重新检验的结果列示于表 7,研究结论保持不变。

表 7 稳健性检验 4:PSM 检验

	TFP	TFP
OL	-0.029 ** (-2.310)	
OL_ADJ		-0.036 *** (-2.910)
控制变量	控制	控制
year	控制	控制
firm	控制	控制
样本数	22324	22324
Adj R^2	0.512	0.513

注：括号内为经公司层面聚类调整后的 t 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

4.3.5 控制省份—行业—年度高阶固定效应

虽然在模型(1)中,本文通过控制年份(year)、公司(firm)固定效应,在一定

程度上缓解了遗漏变量问题对研究结论的干扰,但值得注意的是,仍然有一些省份或者行业层面的宏观因素在不同年份内存在差异,例如各省份在不同年度内的劳动力市场存在一定差异。因此,在模型(1)的基础之上,本文进一步控制“年度—行业—省份”高阶固定效应,以缓解遗漏变量问题带来的研究偏误。表 8 列示了重新回归的结果,从中可见,研究结论依然成立。

表 8 稳健性检验 5:控制年度-行业-省份高阶固定效应

	TFP	TFP
OL	-0.038 *** (-2.786)	
OL_ADJ		-0.044 *** (-3.242)
控制变量	控制	控制
year×industry×province	控制	控制
firm	控制	控制
样本数 ^①	28087	28087
Adj R ²	0.913	0.913

注:括号内为经公司层面聚类调整后的 *t* 值;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

5 拓展性研究

5.1 作用机制检验

在前述理论分析部分,本文提出,经营杠杆一方面通过增加企业融资约束,削弱企业获取稳定融资的能力,另一方面通过降低企业投资效率,削弱企业资源配置效率,进而抑制企业全要素生产率提升。在此,本文尝试为这两大作用机制提供经验证据。

5.1.1 增加企业融资约束

如前所述,攀升的经营杠杆所导致的企业内源现金流波动的增加,不仅不利于企业积累持续稳定的内源资金(Kulchania,2016),还会提升企业外源融资的难度(Chen et al.,2011;Lian and Ma,2021)。这将增加企业融资约束,削弱企业获取稳定融资的能力,进而降低企业全要素生产率。为此,本文以企业融资约束为中介变量,利用温忠麟等(2004)提出的中介效应检验程序,对该路径进行检验,具体模型如下:

① 由于控制高阶固定效应,Stata 会剔除“Singleton Observations”共 147 个样本观测,由此导致样本数量从 28234 下降为 28087。

$$TFP_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \times OL_{i,t} + \gamma \times CV_{i,t} + firm_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4A)$$

$$FC_{i,t} = \alpha + \lambda_1 \times OL_{i,t} + \gamma \times CV_{i,t} + firm_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4B)$$

$$TFP_{i,t+1} = \alpha + \lambda_1 \times OL_{i,t} + \lambda_2 \times FC_{i,t} + \gamma \times CV_{i,t} + firm_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4C)$$

关于企业融资约束(FC),本文将采用以下两种方式进行衡量:

(1) 参考 Kaplan and Zingales(1997)、黄建烨等(2023),采用使用频率最高的 KZ 指数对企业融资约束水平进行衡量。具体地, $KZ = -1.002 \times (\text{经营活动现金流量净额}/\text{总资产}) - 39.368 \times (\text{现金股利}/\text{净利润}) - 1.315 \times (\text{货币资金}/\text{总资产}) + 0.283 \times \text{托宾 } Q + 3.139 \times (\text{总负债}/\text{总资产})$ 。KZ 指数越大,表明企业融资约束水平(FC)越高。

(2) 参考 Rajan and Zingales(1998)、喻坤等(2014),采用行业外部融资依赖度(EFD)对企业融资约束水平进行衡量。具体地, $EFD = (\text{资本支出} - \text{经营活动现金流量净额}) / (\text{资本支出} \times 100)$ 。其中,资本支出为企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金。EFD 越高,表明企业对行业外部融资依赖度越高,融资约束水平(FC)越高。

表 9 列示了回归模型(4B)及(4C)的检验结果^①。从中可见:(1)企业融资约束(FC)对经营杠杆(OL、OL_ADJ)回归的系数 λ_1 均显著为正,表明经营杠杆的提升增加了企业融资约束;(2)企业全要素生产率(TFP)对企业融资约束(FC)回归的系数 λ_2 均显著为负,说明企业面临的融资约束将抑制其全要素生产率的增长,与任曙明和吕镛(2014)的研究观点保持一致;(3)在控制中介变量企业融资约束(FC)后,企业全要素生产率(TFP)对经营杠杆(OL、OL_ADJ)回归的系数 λ_1 仍然显著为负。上述结果表明,增加企业融资约束是经营杠杆降低全要素生产率的部分中介因子。

表 9 增加企业融资约束的中介效应检验

以 KZ 指数衡量 FC	FC	TFP	FC	TFP
OL	1.037 *** (3.723)	-0.038 ** (-2.136)		
OL_ADJ			1.055 *** (3.782)	-0.045 ** (-2.514)
FC		-0.001 ** (-2.358)		-0.001 ** (-2.342)
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制

^① 4A、5A 的回归结果详见表 3,表 9、表 10 不再重复。

续表				
以 KZ 指数衡量 FC	FC	TFP	FC	TFP
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	28234	28234	28234	28234
Adj R^2	0.070	0.579	0.070	0.579
Bootstrap 抽检置信区间	[-0.0002362,-0.0001237]		[-0.0002552,-0.0001383]	
以 EFD 指数衡量 FC	FC	TFP	FC	TFP
OL	0.027 ** (2.031)	-0.039 ** (-2.167)		
OL_ADJ			0.025 * (1.876)	-0.046 ** (-2.552)
FC		-0.028 * (-1.733)		-0.029 * (-1.740)
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	28234	28234	28234	28234
Adj R^2	0.012	0.579	0.012	0.579
Bootstrap 抽检置信区间	[-0.003168,-0.002413]		[-0.007778,-0.0066699]	

注:括号内为经公司层面聚类调整后的 t 值;***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

为了确保中介效应检验结果的稳健,本文进一步进行了 Bootstrap 抽样检验。500 次 Bootstrap 抽样检验的结果显示,间接效应 95%置信区间均不包括 0,再次验证了中介效应的显著性。

5.1.2 降低企业投资效率

除了增加企业融资约束,经营杠杆的提升所伴随的固定成本支出的增加,还会降低企业投资效率,削弱企业资源配置效率,从而抑制企业全要素生产率提升。为此,本文以非效率投资为中介变量,利用温忠麟等(2004)提出的中介效应检验程序,对该路径进行检验,具体模型如下:

$$TFP_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \times OL_{i,t} + \gamma \times CV_{i,t} + firm_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \tag{5A}$$

$$IINV_{i,t} = \alpha + \chi_1 \times OL_{i,t} + \gamma \times CV_{i,t} + firm_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \tag{5B}$$

$$TFP_{i,t+1} = \alpha + \lambda_1 \times OL_{i,t} + \lambda_2 \times IINV_{i,t} + \gamma \times CV_{i,t} + firm_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \tag{5C}$$

关于企业投资效率,本文参考 Richardson(2006)的研究,采用以下模型进行衡量:

$$\begin{aligned} INV_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \times GROWTH_{i,t-1} + \alpha_2 \times LEV_{i,t-1} + \alpha_3 \times CASH_{i,t-1} + \\ & \alpha_4 \times AGE_{i,t-1} + \alpha_5 \times SIZE_{i,t-1} + \alpha_6 \times RET_{i,t-1} + \alpha_7 \times INV_{i,t-1} + \\ & Ind_{i,t-1} + year_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{6}$$

其中, $INV_{i,t}$ 为公司 i 第 t 年新增投资, $INV=(\text{资本支出}+\text{并购支出}-\text{出售长期资产收入}-\text{折旧})/\text{总资产}$, $CASH_{i,t-1}$ 为公司 i 第 $t-1$ 年经营活动产生的现金流量净额除以期初总资产, $RET_{i,t-1}$ 为公司 i 第 $t-1$ 年考虑现金红利的年股票回报率, 其他变量定义与模型 (1) 相同, 不再赘述。采用 OLS 模型对模型 (6) 分年度进行回归, 得出残差 $\varepsilon_{i,t}$, 残差的绝对值即企业非效率投资程度 $IINV$ 。 $IINV$ 越大, 意味着企业的非效率投资程度越高, 即投资效率越低。

表 10 列示了回归模型 (5B) 及 (5C) 的检验结果。从中可见: (1) 不论采用何种方式衡量企业经营杠杆, 企业非效率投资 ($IINV$) 对经营杠杆 (OL 、 OL_ADJ) 回归的系数 λ_1 均显著为正, 表明经营杠杆的提升确实增加了企业的非效率投资; (2) 企业全要素生产率 (TFP) 对企业非效率投资 ($IINV$) 回归的系数 λ_2 均显著为负, 说明投资效率的降低将抑制企业全要素生产率的增长; (3) 在控制中介变量企业非效率投资 ($IINV$) 后, 企业全要素生产率 (TFP) 对经营杠杆 (OL 、 OL_ADJ) 回归的系数 λ_1 仍然显著为负。上述结果表明, 增加企业非效率投资即降低企业投资效率是经营杠杆抑制企业全要素生产率提升的部分中介因子。

表 10 降低企业投资效率的中介效应检验

	IINV	TFP	IINV	TFP
OL	0.004 ** (2.184)	-0.038 ** (-2.106)		
OL_ADJ			0.006 *** (2.876)	-0.044 ** (-2.461)
IINV		-0.313 *** (-5.689)		-0.311 *** (-5.666)
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	28234	28234	28234	28234
Adj R ²	0.099	0.580	0.099	0.580
Bootstrap 抽检置信区间	[-0.0095222, -0.0035617]		[-0.0126411, -0.0016089]	

注: 括号内为经公司层面聚类调整后的 t 值; ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

为了确保中介效应检验结果的稳健, 本文进一步进行了 Bootstrap 抽样检验。500 次 Bootstrap 抽样检验的结果显示, 间接效应 95% 置信区间均不包括 0, 再次验证了中介效应的显著性。

5.2 异质性分析

5.2.1 考虑企业经营风险的影响

在前文的理论分析中, 本文提及经营杠杆的攀升所导致的企业内源现金流

波动的增加,通过加剧企业融资约束,削弱企业获取稳定融资的能力,进而降低企业全要素生产率。如此,可以预期,当企业面临更高的经营风险时,二者之间的负相关关系将更为显著。这是因为,假设企业的经营环境宽松、收入增长持续向上,不存在任何经营风险,此时,即使企业的经营杠杆较高,由于收入稳定增长,经营杠杆不会造成企业内源现金流的大幅波动。在这一情形下,企业能够获得稳定的内源资金支持,较高的经营杠杆并不会加剧企业融资约束,自然也就不会阻碍企业全要素生产率增长。相反,当企业面临的竞争激烈、收入增长不确定性较大时,较高的经营杠杆会显著放大产销量变化对盈利水平(内源现金流)的影响,加剧企业内源现金流波动,进而增加企业融资约束,降低企业全要素生产率。

为此,本文分别采用以下两种方式衡量企业经营风险。

(1) 现金流波动。企业经营活动现金净流量波动性越高,意味着企业经营情况越不稳定,经营风险越高。具体地,本文采用 5 年内企业经营活动现金净流量的标准差(CF_SD)来衡量企业经营风险。当企业 5 年内经营活动现金净流量的标准差(CF_SD)大于其年度行业中位数时,RISK 取值为 1,否则为 0。

(2) 勒纳指数。勒纳指数(PCM)能够衡量企业面临的市场竞争压力(Aghion et al., 2013),当企业面临的市场竞争越激烈,即勒纳指数越小时,经营风险越大。具体地,本文采用经行业调整的勒纳指数(PCM_ADJ)对企业经营风险进行衡量。 $PCM = (\text{营业收入} - \text{营业成本}) / \text{营业收入}$,PCM_IND 为 PCM 的年度行业中位数。 $PCM_ADJ = PCM - PCM_IND$ 。然后,根据 PCM_ADJ 的年度行业中位数对样本进行分组,小于中位数时,RISK 取值为 1,否则为 0。

回归结果如表 11 所示,从中可见,不论采用何种方式衡量企业经营风险,经营杠杆对企业全要素生产率的抑制作用仅在企业经营风险更高(RISK = 1)时显著,与前述逻辑相符。

表 11 考虑企业经营风险的影响

因变量:TFP 自变量:OL	以 CF_SD 衡量 RISK		以 PCM_ADJ 衡量 RISK	
	RISK = 1	RISK = 0	RISK = 1	RISK = 0
OL	-0.041 *	-0.021	-0.057 **	-0.014
	(-1.661)	(-0.693)	(-2.076)	(-0.620)
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	14111	14123	13949	14285
Adj R ²	0.568	0.542	0.494	0.635

续表

因变量:TFP 自变量:OL_ADJ	以 CF_SD 衡量 RISK		以 PCM_ADJ 衡量 RISK	
	RISK = 1	RISK = 0	RISK = 1	RISK = 0
OL_ADJ	-0.037 * (-1.696)	-0.030 (-1.068)	-0.065 ** (-2.336)	-0.014 (-0.608)
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	14111	14123	13949	14285
Adj R ²	0.568	0.542	0.494	0.635

注:括号内为经公司层面聚类调整后的 t 值;***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

5.2.2 考虑企业调整成本的影响

在前文的理论分析中,本文还提及,较高的经营杠杆所伴随的固定成本支出的增加会提升企业调整成本,削弱企业经营的灵活性,进而降低企业投资效率,抑制企业全要素生产率增长。如此,可以预期,当企业本就存在较高的调整成本时,二者之间的负相关关系将更为显著。这是因为,假设企业本身面临的调整成本低、调整能力强,能够更好地动用内外部资源平滑企业投资对内源资金的依赖,那么,即使企业的经营杠杆较高,调整能力强的企业也能够保证企业的投资效率不受影响,自然也就不会抑制企业全要素生产率增长。相反,当企业本身面临的调整成本高、调整能力弱时,较高的经营杠杆会进一步削弱企业经营的灵活性,加大企业进行内源资金调整的难度,进而降低企业投资效率,抑制全要素生产率增长。

为此,本文参考 Chang et al. (2021)、朱琳等(2021)分别以向前五大客户销售金额占销售总额之比与其年度行业中位数的差额 BUY、向前五大供应商采购金额占采购总额之比与其年度行业中位数的差额 SUP 来刻画企业资产的专用性程度。客户供应商之间存在长期的专用性投资(Chang et al., 2021), SUP 或 BUY 取值越大,意味着企业资产的专用性越高,调整成本也越大。然后,根据 SUP、BUY 的年度行业中位数对样本进行分组,大于样本中位数的,视为调整成本较高组,COST 取值为 1,否则为 0。

回归结果如表 12 所示,从中可见,不论采用何种方式衡量企业调整成本,经营杠杆对企业全要素生产率的抑制作用仅在企业调整成本较高(COST = 1)时显著,与前述逻辑基本相符。

表 12 考虑企业经营风险的影响

因变量:TFP 自变量:OL	以 BUY 衡量 COST		以 SUP 衡量 COST	
	COST=1	COST=0	COST=1	COST=0
OL	-0.042 * (-1.662)	-0.027 (-1.141)	-0.048 ** (-2.193)	-0.014 (-0.585)
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	14329	13905	17040	11194
Adj R ²	0.516	0.587	0.511	0.579

因变量:TFP 自变量:OL_ADJ	以 BUY 衡量 COST		以 SUP 衡量 COST	
	COST=1	COST=0	COST=1	COST=0
OL_ADJ	-0.046 * (-1.824)	-0.028 (-1.102)	-0.052 ** (-2.362)	-0.031 (-1.287)
控制变量	控制	控制	控制	控制
year	控制	控制	控制	控制
firm	控制	控制	控制	控制
样本数	14329	13905	17040	11194
Adj R ²	0.515	0.587	0.511	0.579

注:括号内为经公司层面聚类调整后的 *t* 值;***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

6 研究结论与启示

推进结构性去杠杆,提升全要素生产率,是我国适应经济新常态、实现经济高质量发展的重要途径。然而,现有研究主要关注了财务杠杆对微观企业生产效率的影响,忽视了经营杠杆可能发挥的作用。那么,经营杠杆是否及如何对企业全要素生产率产生影响?现有文献并不能对此进行解答。基于此,本文以2007—2020 年 A 股上市公司为样本,研究发现经营杠杆与企业全要素生产率显著负相关,表明经营杠杆增加(降低)将抑制(促进)企业全要素生产率的提升。进一步的研究结果表明:(1)增加企业融资约束、降低企业投资效率,是经营杠杆抑制企业全要素生产率提升的重要作用机制;(2)二者之间的负相关关系仅在企业面临更高的经营风险、更高的调整成本时显著,表明企业自身所面临的经营风险水平和调整成本水平是经营杠杆降低企业全要素生产率的重要作用条件。

本文的研究具有重要的理论与现实意义。在理论上,首先,从企业全要素生产率影响因素的维度来看,现有文献主要关注了财务杠杆对微观企业生产效率的影响,忽视了经营杠杆可能发挥的作用。本文的研究弥补了这一不足,实证检验了经营杠杆对企业全要素生产率的影响,不仅丰富了全要素生产率影响

因素领域的研究,还揭示了经营杠杆影响企业全要素生产率的作用机制与条件,对于全面理解杠杆风险与全要素生产率之间的关系具有重要的启示意义。其次,从经营杠杆领域的相关文献来看,已有文献主要关注了经营杠杆的影响因素,对于经营杠杆可能引发的经济后果,现有研究则相对薄弱。本文的研究将经营杠杆与企业全要素生产率相关联,在拓展经营杠杆经济后果研究的同时,也为后续学者进一步考察经营杠杆的微观经济效应提供了有益的思考。

在政策启示上,本文的研究结论说明,经营杠杆的攀升不仅会加剧企业融资约束,还会降低企业投资效率,从而抑制企业全要素生产率增长。因此,社会各界在关注非金融企业部门财务杠杆问题的同时,也应当注意到经营杠杆过高所带来的不利影响。从政府部门的角度来看:(1)强化盘活存量资产的政策支持,例如通过并购重组、联合整合等方式加强存量资产优化整合,提高资产利用效率。(2)积极推动区域内租赁市场发展,为企业能够更加灵活地使用多种生产方式创造有利条件。从企业部门的角度来看:(1)主动升级生产设备,在关注产品市场的同时优化企业成本结构,控制固定成本占比,以防经营杠杆攀升造成生产效率损失。(2)经营风险和调整成本更高的企业,经营杠杆对企业全要素生产率的负面影响更大。因此,企业在进行成本结构决策时,应当考虑到自身所面临的经营风险及调整成本水平,选择合理的经营杠杆。唯有如此,才有利于进一步提升企业生产效率,推动我国经济高质量发展。

参考文献

- 杜运周,刘秋辰,陈凯薇,等. 2022. 营商环境生态、全要素生产率与城市高质量发展的多元模式——基于复杂系统观的组态分析[J]. 管理世界, 38(9): 127-145.
- Du Y Z, Liu Q C, Chen K W, et al. 2022. Ecosystem of doing business, total factor productivity and multiple patterns of high-quality development of Chinese cities: A configuration analysis based on complex systems view[J]. *Journal of Management World*, 38(9): 127-145. (in Chinese)
- 段姝,刘霞,殷蓉,等. 2022. 减税降费赋能企业高质量发展了吗?[J]. 经济问题, (1): 20-30.
- Duan S, Liu X, Yin R, et al. 2022. Can tax reduction and fee reduction enable enterprises to develop with high-quality? [J]. *On Economic Problems*, (1): 20-30. (in Chinese)
- 龚关,胡关亮. 2013. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, 48(4): 4-15, 29.
- Gong G, Hu G L. 2013. Efficiency of resource allocation and manufacturing total

- factor productivity in China[J]. *Economic Research Journal*, 48(4): 4-15, 29. (in Chinese)
- 苟文均, 袁鹰, 漆鑫. 2016. 债务杠杆与系统性风险传染机制——基于 CCA 模型的分析[J]. *金融研究*, (3): 74-91.
- Gou W J, Yuan Y, Qi X. 2016. Leverage and systemic risk contagion mechanism: An analysis based on CCA model[J]. *Journal of Financial Research*, (3): 74-91. (in Chinese)
- 何光辉, 杨咸月. 2012. 融资约束对企业生产率的影响——基于系统 GMM 方法的国企与民企差异检验[J]. *数量经济技术经济研究*, 29(5): 19-35.
- He G H, Yang X Y. 2012. The effect of financial constraints on productivity in China[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 29(5): 19-35. (in Chinese)
- 黄勃, 李海彤, 江萍, 等. 2022. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. *管理世界*, 38(10): 195-211.
- Huang B, Li H T, Jiang P, et al. 2022. Strategic alliance, factor flow and firm total factor productivity growth[J]. *Journal of Management World*, 38(10): 195-211. (in Chinese)
- 黄建烨, 李玉婷, 谭成雪. 2023. 党组织参与治理能促进实体经济“脱虚向实”吗? ——基于民营上市企业的实证研究[J]. *财经问题研究*, (4): 72-86.
- Huang J Y, Li Y T, Tan C X. 2023. Can the participation of party organization in governance promote the ‘transition from emptiness to reality’ of the real economy? Empirical evidence based on private listed enterprises[J]. *Research on Financial and Economic Issues*, (4): 72-86. (in Chinese)
- 黄少卿, 俞锦祥, 许志伟. 2022. 杠杆率与企业生产率: 基于信贷误配视角[J]. *中国工业经济*, (9): 159-177.
- Huang S Q, Yu J X, Xu Z W. 2022. Leverage ratio and productivity: A perspective of credit misallocation[J]. *China Industrial Economics*, (9): 159-177. (in Chinese)
- 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 2013. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 48(1): 4-16.
- Ju X S, Lu D, Yu Y H. 2013. Financing constraints, working capital management and the persistence of firm innovation[J]. *Economic Research Journal*, 48(1): 4-16. (in Chinese)
- 李建军, 王冰洁. 2022. 税收征管、企业税负与全要素生产率——来自“金税三期”准自然实验的证据[J]. *经济学报*, 9(4): 167-192.
- Li J J, Wang B J. 2022. Tax enforcement, enterprise tax burden and total factor productivity—Evidence from the golden tax project III quasi-natural experiment[J]. *China Journal of Economics*, 9(4): 167-192. (in Chinese)

- 李旭超, 宋敏. 2021. 僵尸企业债务支付拖欠与民营企业全要素生产率[J]. 世界经济, 44(11): 49-74.
- Li X C, Song M. 2021. Delayed payments and TFP of private firms in China[J]. *The Journal of World Economy*, 44(11): 49-74. (in Chinese)
- 李晓庆, 李萌菡. 2022. 国企混改、高管薪酬激励与全要素生产率[J]. 技术经济, 41(9): 36-49.
- Li X Q, Li M H. 2022. Mixed reform of state-owned enterprises, executive compensation incentive and total factor productivity[J]. *Technology Economics*, 41(9): 36-49. (in Chinese)
- 廖冠民, 陈燕. 2014. 劳动保护、劳动密集度与经营弹性: 基于 2008 年《劳动合同法》的实证检验[J]. 经济科学, (2): 91-103.
- Liao G M, Chen Y. 2014. Labor protection, labor intensity and business elasticity: An empirical test based on the 2008 labor contract law[J]. *Economic Science*, (2): 91-103. (in Chinese)
- 林东杰, 崔小勇, 龚六堂. 2022. 金融摩擦异质性、资源错配与全要素生产率损失[J]. 经济研究, 57(1): 89-106.
- Lin D J, Cui X Y, Gong L T. 2022. Financial friction heterogeneity, resources misallocation and TFP loss[J]. *Economic Research Journal*, 57(1): 89-106. (in Chinese)
- 卢闯, 唐斯圆, 廖冠民. 2015. 劳动保护、劳动密集度与企业投资效率[J]. 会计研究, (6): 42-96.
- Lu C, Tang S Y, Liao G M. 2015. Labor protection, labor intensity and investment efficiency[J]. *Accounting Research*, (6): 42-96. (in Chinese)
- 任曙明, 吕镭. 2014. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界, 30(11): 10-23, 187.
- Ren S M, Lv Z. 2014. The financial constraints, the government subsidies and the factor productivity: A case study on the equipment-manufacturing enterprises in China[J]. *Journal of Management World*, 30(11): 10-23, 187. (in Chinese)
- 盛明泉, 汪顺, 商玉萍. 2018. 金融资产配置与实体企业全要素生产率: “产融相长”还是“脱实向虚”[J]. 财贸研究, 29(10): 87-97, 110.
- Sheng M Q, Wang S, Shang Y P. 2018. Financial assets allocation and entity enterprises' total factor productivity: “Integration of industrial-finance capital” or “Removing reality to virtual”[J]. *Finance and Trade Research*, 29(10): 87-97, 110. (in Chinese)
- 温忠麟, 张雷, 侯杰秦, 等. 2004. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 36(5): 614-620.
- Wen Z L, Zhang L, Hou J Q, et al. 2004. Testing and application of the mediating

- effects[J]. *Acta Psychologica Sinica*, 36(5): 614-620. (in Chinese)
- 吴敏, 曹婧, 毛捷. 2022. 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, 57(1): 107-121.
- Wu M, Cao J, Mao J. 2022. Local public debt and enterprise total factor productivity: Effect and mechanism[J]. *Economic Research Journal*, 57(1): 107-121. (in Chinese)
- 肖文, 薛天航. 2019. 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, 42(1): 76-94.
- Xiao W, Xue T H. 2019. Rising labour costs, financial constraints and changing TFP of enterprises in China[J]. *The Journal of World Economy*, 42(1): 76-94. (in Chinese)
- 许晓芳, 陆正飞. 2022. 企业杠杆、杠杆操纵与经济高质量发展[J]. 会计研究, (6): 3-15.
- Xu X F, Lu Z F. 2022. Corporate leverage, leverage manipulation and high-quality economic development[J]. *Accounting Research*, (6): 3-15. (in Chinese)
- 喻坤, 李治国, 张晓蓉, 等. 2014. 企业投资效率之谜: 融资约束假说与货币政策冲击[J]. 经济研究, 49(5): 106-120.
- Yu K, Li Z G, Zhang X R, et al. 2014. Investment efficiency puzzle: Financial constraint hypothesis and monetary policy shock[J]. *Economic Research Journal*, 49(5): 106-120. (in Chinese)
- 张杰. 2019. 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, 40(3): 68-83.
- Zhang J. 2019. How does high debt level affect productivity? —An explanation based on U-shaped relationship in China's industry [J]. *Finance & Trade Economics*, 40(3): 68-83. (in Chinese)
- 张天华, 张少华. 2016. 中国工业企业全要素生产率的稳健估计[J]. 世界经济, 39(4): 44-69.
- Zhang T H, Zhang S H. 2016. Robust estimation of industrial enterprises' total factor productivity in China[J]. *The Journal of World Economy*, 39(4): 44-69. (in Chinese)
- 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 2021. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 42(7): 114-129.
- Zhao C Y, Wang W C, Li X S. 2021. How does digital transformation affect the total factor productivity of enterprises? [J]. *Finance & Trade Economics*, 42(7): 114-129. (in Chinese)
- 朱琳, 江轩宇, 伊志宏, 等. 2021. 经营杠杆影响企业创新吗[J]. 南开管理评论, 24(6): 163-175.

- Zhu L, Jiang X Y, Yi Z H, et al. 2021. Can operating leverage affect corporate innovation[J]. *Nankai Business Review*, 24(6): 163-175. (in Chinese)
- Aboddy D, Levi S, Weiss D. 2018. Managerial incentives, options, and cost-structure choices[J]. *Review of Accounting Studies*, 23(2): 422-451.
- Akerberg D, Lanier Benkard C, Berry S, et al. 2007. Econometric tools for analyzing market outcomes[J]. *Handbook of Econometrics*, 6: 4171-4276.
- Aghion P, van Reenen J, Zingales L. 2013. Innovation and institutional ownership[J]. *American Economic Review*, 103(1): 277-304.
- Babar M, Habib A. 2022. Product market competition and operating leverage: International evidence[J]. *Journal of Corporate Accounting & Finance*, 33(3): 189-216.
- Bowman R G. 1981. The theoretical relationship between systematic risk and financial (accounting) variables: Reply[J]. *Journal of Finance*, 36(3): 749-750.
- Chang H, Hall C M, Paz M T. 2021. Suppliers' product market competition, customer concentration, and cost structure[J]. *Journal of Management Accounting Research*, 33(3): 9-27.
- Chen H J, Kacperczyk M, Ortiz-Molina H. 2011. Labor unions, operating flexibility, and the cost of equity[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(1): 25-58.
- Chen Z Y, Li Y, Zhang J. 2016. The bank-firm relationship: Helping or grabbing? [J]. *International Review of Economics & Finance*, 42: 385-403.
- Chen Z Y, Harford J, Kamara A. 2019. Operating leverage, profitability, and capital structure[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 54(1): 369-392.
- Chino A. 2016. Do labor unions affect firm payout policy?: Operating leverage and rent extraction effects[J]. *Journal of Corporate Finance*, 41: 156-178.
- DeAngelo H, Gonçalves A S, Stulz R M. 2018. Corporate deleveraging and financial flexibility[J]. *The Review of Financial Studies*, 31(8): 3122-3174.
- Jiao F, Nishihara M, Zhang C Q. 2019. Operating leverage and underinvestment[J]. *Journal of Financial Research*, 42(3): 553-587.
- Kallapur S, Eldenburg L. 2005. Uncertainty, real options, and cost behavior: Evidence from Washington State Hospitals [J]. *Journal of Accounting Research*, 43(5): 735-752.
- Kaplan N S, Zingales L. 1997. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1): 169-215.
- Kulchania M. 2016. Cost structure and payout policy [J]. *Financial Management*, 45(4): 981-1009.
- Lev B. 1974. On the association between operating leverage and risk[J]. *The Journal of*

- Financial and Quantitative Analysis*, 9(4): 627-641.
- Lewis C M, Tan Y X. 2016. Debt-equity choices, R&D investment and market timing [J]. *Journal of Financial Economics*, 119(3): 599-610.
- Lian C, Ma Y R. 2021. Anatomy of corporate borrowing constraints[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(1): 229-291.
- Mandelker G N, Rhee S G. 1984. The impact of the degrees of operating and financial leverage on systematic risk of common stock [J]. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19(1): 45-57.
- Rajan R G, Zingales L. 1998. Financial dependence and growth [J]. *The American Economic Review*, 88(3): 559-586.
- Richardson S. 2006. Over-investment of free cash flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 11(2/3): 159-189.

Operating Leverage and Corporate Total Factor Productivity

Lin Zhu^{1,2} Fengwei Liu² Zheng Sun³

(1. School of Accountancy, Wuxi Taihu University;

2. Department of Accounting, Shanghai National Accounting Institute;

3. School of Business, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract This paper examines whether and how operating leverage as an important source of leverage risk, impact on total factor productivity in the background of China's supply-side reform and the promotion of high-quality economic development. We find that operating leverage significantly decrease corporate total factor productivity. Further evidences show that: (1) increasing financial constraint and reducing investment efficiency are important mechanisms through which operating leverage inhibit corporate total factor productivity; (2) the negative relation is only significant when firms face higher operating risks and adjustment costs, indicating that the high levels of operating risks and adjustment costs are important conditions for operating leverage to decrease corporate total factor productivity. Our study not only enriches the literature on the influencing factors of total factor productivity and the economic consequences of operating leverage, but also has important implications for the implementation of structural deleveraging, improving the total factor productivity of enterprises and achieving high-quality economic development.

JEL Classification G32, G33, L25