

杠杆率与企业生产率:基于信贷误配的视角

黄少卿, 俞锦祥, 许志伟

[摘要] 把握稳定宏观杠杆率与推动实体经济高质量发展之间的关系,是当前中国经济的重大政策问题。本文从信息不对称和信贷误配角度,通过理论分析和经验检验,论证了杠杆率对企业生产率的异质性影响与作用机制。本文建立了一个包含生产者和银行的多部门一般均衡模型。理论分析表明,由于道德风险的存在,杠杆率提升会导致借贷企业面临更紧的融资约束,从而使更多信贷资源配置于低效率生产项目,对企业生产率造成负向影响。对于平均生产率更高的部门或地区,杠杆率提升将导致更严重的道德风险问题,从而对企业生产率造成更大的抑制效应。进一步,本文利用1998—2013年中国制造业企业数据对上述关系及作用机制进行了经验检验,得到了与理论预期一致的经验结果。本文的研究表明,过高的杠杆率不利于企业生产率的提升,“去杠杆”或“稳杠杆”政策缓解了企业信贷中的道德风险问题,有利于促进经济高质量发展。

[关键词] 杠杆率; 融资约束; 企业生产率; 道德风险; 信贷误配

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2022)09-0159-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2022.09.009

一、引言

2008年国际金融危机后,大规模信贷扩张使得中国实体经济部门的杠杆率呈现快速增长态势。图1报告了1996年以来中国实体经济杠杆率的时间序列。图1(a)显示,2008年末到2016年初,中国实体经济杠杆率提升了91.5个百分点,年均增长率超过11%,宏观杠杆率处于高速增长时期。图1(b)显示,中国非金融企业部门杠杆率提升了56.5个百分点,是杠杆率水平最高、增幅最快的实体经济部门,该部门杠杆率的大幅攀升显著增加了中国经济的系统性风险(苟文均等,2016)。与此同时,实际GDP增速趋于下降,表明高杠杆伴随着低增长。

[收稿日期] 2022-04-13

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“破解‘索洛悖论’:企业组织互补性视角下信息技术影响中国企业生产率研究”(批准号71973096);国家自然科学基金优秀青年科学基金项目“宏观经济理论与建模”(批准号72022011);国家自然科学基金原创探索计划项目“基于异质微观主体的复杂宏观经济理论与方法”(批准号72150003)。

[作者简介] 黄少卿,上海交通大学安泰经济与管理学院教授,博士生导师,经济学博士;俞锦祥,上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生;许志伟,北京大学汇丰商学院副教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:俞锦祥,电子邮箱:jxyu2021@163.com。感谢清华大学产业发展与环境治理研究中心“中国经济去杠杆的过程与成效分析”项目资助,感谢“企业杠杆率与生产率关系”专题研讨会上钟宁桦、朱胜豪、江飞涛、周绍杰、陈玲等学者的宝贵意见,感谢耿安琪的研究助理工作,感谢匿名评审专家和编辑部的有益建议,文责自负。

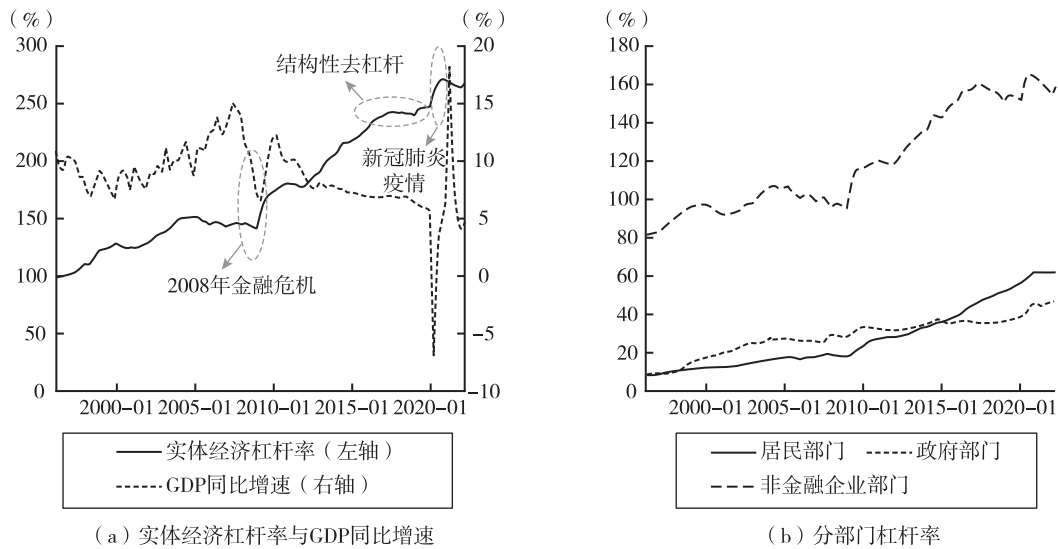


图1 1996—2022年中国实体经济杠杆率

注：杠杆率的定义为各部门债务/名义GDP。时间序列为季度频率。

资料来源：国家统计局、国家资产负债表研究中心(CNBS)。

2015年底，中央经济工作会议强调防范化解金融风险。随后，中央各部委把中国非金融企业部门债务高企作为需要重点关注的问题之一，并采取一系列政策措施加以化解。此后，中国宏观杠杆率持续上升的势头得到遏制。自2018年中央提出着力加强供给侧结构性改革以来，推动经济去杠杆便始终是供给侧结构性改革的重点任务之一。党的十九大报告进一步指出，以供给侧结构性改革为主线，推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革，提高全要素生产率。这一重要论述明确了去杠杆对于推动经济高质量发展的关键作用。

2020年，为应对新冠肺炎疫情对经济发展的负面冲击，中国政府实施了一系列宽松的货币政策和财政政策，中央和各级地方政府扩大举债规模，并加大对实体企业的信贷支持力度，由此带动中国宏观杠杆率抬升了约23.6个百分点。2020年底，中央经济工作会议再次强调，要保持宏观杠杆率基本稳定，处理好恢复经济和防范风险的关系。2021年，中国宏观经济杠杆率再次回落，其中，非金融企业部门“去杠杆”态势最为明显，见图1(b)。

如何理解“去杠杆”和实体经济发展质量间的关系？杠杆率对企业生产效率影响的微观传导机制是什么？从学术角度对上述重大现实经济问题给出严谨的分析，能够为中国经济从高增长转向高质量发展提供理论支持。目前相关研究侧重于从企业内部决策和治理视角为二者关系提供经验分析，不但结论上存在分歧，而且对潜在作用机制也缺乏充分讨论。为此，本文从信贷误配视角，通过理论模型和经验分析探究杠杆率对企业生产率的影响及其作用机制，尝试为中国政府完善“去杠杆”和“稳杠杆”的相关政策提供新的理论基础和经验证据。

为探究杠杆率对企业生产率的异质性影响和潜在机制，本文将Dong and Xu(2020)的理论框架应用于企业信贷和投资问题，建立了一个包含生产者和银行的多部门一般均衡模型。在模型中，企业的投资项目分为生产性和非生产性两类，并通过银行部门获得资金。生产性项目的生产率由部门平均生产率和企业异质性的生产率决定，且具有资本边际产出递减特征；而非生产性项目具有较低平均生产率，并主要依赖于资本投入。企业可以选择在信贷市场上为其投资项目进行融资，也可

以选择将其资金存入银行,并在信贷市场上为其他企业提供流动性。由于信息不对称,低生产率的企业更有动机从商业银行借款,并将资金投资于非生产性项目。银行部门(信贷供给方)无法识别借款企业(信贷需求方)的类型。为避免借款企业因投资非生产性项目而导致信贷违约,银行对所有企业(无论生产率高低)内生地设定一个相同的借贷约束。本文从理论上证明:一方面,由于资本的边际产出递减,杠杆率的上升降低了生产性投资的资本回报率;另一方面,更高的杠杆率使得企业能够将更多非自有资本投资于非生产性项目。上述原因使得企业更有动机进行非生产性投资,从而加剧银行面临的道德风险问题。因此,高杠杆使得高效率的生产项目更难从信贷市场获得合意的流动性。同时,在资金的供给端,杠杆率提升意味着每家存款企业为信贷市场提供了更多的资本。最终,过高的杠杆率促使更多的信贷资源配置于低效率生产项目,从而导致企业生产率的下降。由此推出,企业杠杆率与其生产率呈现负向关系。基于相同的逻辑,降杠杆能够通过缓解上述道德风险问题,对企业生产率提升产生促进作用。此外,理论分析还表明,对于非国有企业、平均生产率较高的部门(东部地区或较高生产率的行业),杠杆率的提升将引发更为严重的道德风险问题,进而对企业生产率产生更强的抑制作用。

为了检验上述理论假说,本文以1998—2013年中国制造业企业为研究对象,从微观层面识别杠杆率对制造业企业生产率的影响及其异质性特征和作用机制。考虑到潜在内生性问题,本文采用企业所在行业人民币实际有效汇率和滞后一期出口强度的交互项作为企业杠杆率的工具变量。回归分析表明,中国制造业企业杠杆率提升确实会对其生产率产生显著的抑制作用。具体而言,控制其他因素不变,制造业企业杠杆率每增加1个标准差,其全要素生产率平均降低约0.64个标准差。异质性分析表明,相较于国有企业和平均生产效率较低的部门(中西部地区或较低生产率行业)的企业,非国有企业和平均生产效率较高部门(东部地区或较高生产率行业)的企业的杠杆率提升会对其生产率产生更强的抑制作用。上述结果对样本时期、核心变量和更多固定效应等一系列实证设置均非常稳健。

此外,本文还分别从企业和行业层面,基于信贷误配的视角,对杠杆率影响企业生产率的作用机制作了深入分析。在企业层面,本文选取企业新增负债占总资产比例作为企业信贷可得性的代理变量。分析结果表明,杠杆率提升会显著减少企业能够获得的信贷资源,进而对企业生产率造成负向影响。同时,这一机制在非国有部门、东部地区、平均生产效率较高行业的企业中更为显著。进一步,本文将企业生产率在行业层面进行分解,结果表明,杠杆率提升对行业生产率变化的影响主要是通过抑制存续企业的组间效应,即恶化存续企业间资源配置效率产生的。上述分析为本文的理论机制提供了较为充分的实证识别。

目前,关于杠杆率对企业生产率影响的文献,核心观点可以归为三类:杠杆率提高对企业生产率有促进作用、杠杆率提高不利于企业生产率、二者之间存在非线性关系。持正面观点的文献认为,杠杆率提升,意味着企业拥有更为充足的内部资金来保障自身的投资决策,包括固定资产投资和研发创新等,这放松了企业的融资约束,避免了外部融资缺乏带来的对企业生产率的拖累效应,因此有利于提升企业生产率(何光辉和杨咸月,2012;Lewis and Tan,2016)。另有文献指出,加杠杆的正向效应对于转轨阶段的发展中国家尤为凸显,这是由于技术引进需要较高的固定成本(余淼杰和李晋,2015;张杰,2019)。持负面观点的文献则指出,企业加杠杆将通过增加利息成本和财务风险、降低企业投资效率、抑制企业创新等途径对企业生产率所造成的负向影响。首先,企业负债水平的提高增加了财务成本和偿债风险,从而削弱企业积累利润和抵御风险能力,不利于提升企业生产率(Chen et al.,2016)。其次,根据代理理论,较高的企业杠杆率降低了企业金融灵活性(DeAngelo et al.,2018),促使管理者更有动机选择高风险的投资项目,增加企业代理成本(何瑛和张

大伟, 2015), 恶化企业的资金使用效率(乔小乐等, 2018), 最终降低企业生产率。最后, 杠杆率过高的企业支付了高额贷款利息后, 难以进一步扩大对创新研发的投入(Hsu et al., 2014; 刘晓光和刘元春, 2019; 王玉泽等, 2019), 进而抑制企业生产率的提升速度。此外, 还有学者基于跨国数据、中国行业层面和微观企业等数据集研究发现, 企业杠杆率提升对其生产率同时存在正反两种效应, 企业杠杆率与其全要素生产率之间呈“倒U型”关系, 即存在最优的企业杠杆率水平, 相关文献包括Coricelli et al.(2012)、张杰(2019)等。

对照上述文献, 本文在理论、实证和政策启示三方面都有一定的边际贡献: 在理论视角方面, 已有文献大多从企业内部决策和治理角度出发, 考察企业杠杆率对其生产率的影响, 而对于二者关系潜在机制方面的理论讨论仍留有空间, 本文从信息不对称、道德风险和银行信贷误配的角度展开严谨理论推导, 探究杠杆率对于企业生产率影响的潜在机制, 并对杠杆率提升对不同类型企业具有的异质性影响进行分析, 从理论上丰富和拓展已有文献^①。在实证方法上, 现有研究大多直接以当期或前期企业资产负债率作为自变量, 采用复杂的GMM方法进行回归分析, 但此类方法对潜在内生性问题的处理并不理想, 例如, 企业生产率也可能影响企业资本结构决策, 从而造成反向因果问题。此外, 杠杆率对不同所有制类型、不同地区企业的生产率可能存在异质性影响, 有待进一步考察这一影响及其潜在成因。基于此, 本文利用中国工业企业数据和海关进出口数据, 构造新工具变量和对行业层面生产率分解等方法, 尝试对二者的因果关系和作用机制进行更加稳健有效的识别, 在经验分析上丰富了相关文献。在政策启示方面, 本文的理论和经验分析结论为供给侧结构性改革提供了严谨的学理支持, 对中国宏观当局在经济发展新阶段制定“去杠杆”或“稳杠杆”政策具有一定的参考价值。“去杠杆”或“稳杠杆”政策有助于提升企业部门的整体生产率水平, 在此过程中, 特别要关注企业面临的借贷约束问题, 以及高杠杆可能引发的要素误配效应。因此, 调整杠杆率的宏观政策应聚焦于提高信贷配置效率, 由此才能更有效地帮助企业部门提升生产率增长潜力。

本文余下部分内容的结构安排如下: 第二部分建立一个多部门一般均衡模型, 阐述杠杆率对企业生产率影响的理论机制; 第三部分为实证设计, 介绍经验检验的数据来源和计量方法; 第四部分报告经验结果与分析; 第五部分为结论与政策启示。

二、理论模型

为探究企业杠杆率对其生产率的异质性影响, 本文基于Dong and Xu(2020)给出的理论框架, 构建了一个包含生产者和银行的多部门一般均衡模型。Dong and Xu(2020)重点讨论了银行间市场的道德风险问题, 并分析了信贷扩张驱动的内生经济周期。事实上, 微观企业在进行借贷时, 由于银行部门难以准确观测企业的生产效率, 并且企业有动机携款违约, 使得银行无法收回全部贷款, 因此, 企业和银行间存在类似的道德风险问题。本文创新性地将其框架运用于企业投资和信贷问题, 着重探究企业杠杆率与对其生产率影响的潜在机制。

1. 生产部门

为了研究企业杠杆率对其生产率的影响, 需要刻画企业杠杆率。具体而言, 本文假设生产部门含有以1测度的企业。在初始时刻, 每家企业拥有自有资本 K , 初始负债 mK , 即企业的杠杆率为 m , 企业

^① Boissay et al. (2021)将信贷市场的信息不对称和道德风险问题引入标准的新凯恩斯模型, 研究了货币政策和内生金融危机的关系。与该研究不同, 本文着重关注企业借贷过程中的金融摩擦, 并分析了杠杆率提升对企业生产率的影响, 此外, 本文还对这种影响在部门间的异质性特征进行探讨。

的全部可用资本为 $(1+m)K$ 。需要说明的是, m 为企业杠杆率中容易受到宏观因素影响的部分, m 的变动可以理解地区或行业层面的外生冲击引起的变动程度,因此, m 外生于企业的投资决策^①。例如,地区或行业层面的“降杠杆”政策或者成本变化促使企业减少了负债积累,进而降低了企业杠杆率 m 。

对于生产性项目,企业需要投入资本 k ,并从劳动力市场以工资水平 w 雇佣劳动 l ,其生产函数服从Cobb-Douglas形式: $y = A(zk)^\alpha l^{1-\alpha}$ 。其中,参数 $\alpha \in (0, 1)$ 为资本份额; A 为部门或地区层面的平均生产率,对部门或地区内的所有企业均相同; z 为独立同分布的个体异质生产率,基于Melitz(2003),本文假设个体异质性生产率 z 服从帕累托分布,即 $F(z) = 1 - (z/z_{\min})^{-\eta}$ 。为方便分析,本文将 z 的均值标准化为1, $z_{\min} = 1 - 1/\eta$, $\eta > 2$ 。

假设每家企业都能够观察到自身的异质生产率 z ,则企业的利润最大化问题为: $\Pi(z) = \max_{l>0} \{A(zk)^\alpha l^{1-\alpha} - wl\}$,由该问题的最优化条件可得企业的劳动需求函数为:

$$l(z) = \left[\frac{(1-\alpha)A}{w} \right]^{\frac{1}{\alpha}} zk \quad (1)$$

把最优劳动需求代入上述利润最大化问题,可以将企业的资本收入表示成 $\Pi(z) = \pi zk$,其中, π 为企业的平均资本回报率,其表达式为:

$$\pi = \alpha A^\alpha \left(\frac{1-\alpha}{w} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \quad (2)$$

企业还可以选择投资非生产性项目,该类项目在所有企业中具有同质的回报率 γ ,并且不需要资本以外的其他生产要素,因此,非生产性项目的利润表达式为: $\Pi(z) = \gamma k$ 。例如,这类非生产性项目可以理解为企业违约进行某些高风险性的金融投资,这类投资的投资回报率经过风险调整后仍然低于平均效率较高的生产性项目。

进一步,本文假设企业可以从银行部门获得贷款用于投资,还可以选择将资金全部存入银行部门,进而通过信贷市场为其他企业提供流动性,其中,信贷市场利率为 r^f 。当企业选择借款时,企业额外获得的流动性为 ϕK ,则企业用于投资的总资本为 $k = (1+m+\phi)K$, ϕ 的大小实际上测度了企业的信贷可得性,即融资约束的强度。接下来,本文依次分析企业不同决策下的资本边际回报率。

当企业选择投资生产性项目时,企业获得的总利润为 $\pi z(1+m+\phi)K - r^f(m+\phi)K$,其中,第一项为企业进行投资生产性项目的收益,第二项是企业为其总负债支付的贷款利息。于是,企业最终获得的净边际收益为 $\pi z(1+m+\phi) - (m+\phi)r^f$ 。

当企业选择投资非生产性项目时,本文假定企业能够携款违约来进行非生产性投资的资金包括所有的自有资本 K 、 θ_1 比例的初始负债 mK 、 θ_2 比例的银行贷款 ϕK ,其中, $\theta_1, \theta_2 \in (0, 1)$,则企业的边际资本回报率为 $\gamma(1+\theta_1 m + \theta_2 \phi)$ 。需要指出的是,企业不为这部分资金支付利息,因此, θ_1 和 θ_2 越大,意味着企业能够将更多的贷款转换成非生产性项目,二者实际上反映了企业道德风险问题的严重程度。需要指出的是,由于 mK 也是银行贷款,这部分资金也存在道德风险问题,企业可以选择携款违约,将其中一部分资金投向低效率部分,从而使得银行无法收回全部贷款。 mK 越高,企业能携款违约投资非生产性项目的资金就越多,也就越有动机进行非生产性投资。

① 为使 m 内生,把企业的决策问题扩展至多期,并假设企业当期的杠杆率取决于其在上一期积累的负债水平。这一设置方式不会影响本文的核心机制,但会使得模型设置和求解过程变得较为复杂。

当企业选择将所有可用资本存入银行时，其每单位可用资本所获得的净收益为 $(1+m)r^f - mr^f$ ，其中，第一项为企业在银行部门存款获得的存款利息，第二项是企业为其负债支付的贷款利息，最终企业每单位可用资本所获得的净收益为 r^f 。基于上述分析，每家企业面临的资本边际回报率 $R(z)$ 可以表述成：

$$R(z) = \max \left\{ \underbrace{\pi z(1+m+\phi) - (m+\phi)r^f}_{\text{投资生产性项目}}, \underbrace{\gamma(1+\theta_1 m + \theta_2 \phi)}_{\text{投资非生产性项目}}, \underbrace{r^f}_{\text{对其他企业提供流动性}} \right\} \quad (3)$$

2. 银行及信贷市场

不失一般性，本文假设银行部门可以将全部企业存款用于借贷。需要指出的是，引入信贷政策强度并不影响模型的主要结论，只会使得模型设定更为复杂。根据 Boissay et al.(2016)，本文假设银行(Lender)无法准确观测企业(Borrower)的异质性生产率，即存在信息不对称问题。基于这一设置，信息不对称会导致企业借贷的“道德风险”问题^①。

从(3)式可以看出，企业在投资非生产性项目和将资金存入银行之间的决策，与该企业的异质性生产率 z 无关。因此，在杠杆率 m 较高的情形下，投资非生产性项目能够获得更高的收益率，因而企业更有动机进行非生产性投资。在此情况下，银行部门最终只能收回部分贷款，可收回的比例取决于前文给出的道德风险参数 θ_1 和 θ_2 。为了避免企业产生道德风险行为，银行会对所有企业施加一个内生的激励相容(IC)约束：

$$\gamma(1+\theta_1 m + \theta_2 \phi) \leq r^f \quad (4)$$

上述约束体现了银行贷款 mK 和新增贷款的交互关系。企业借款的最优问题可以表示为： $\max_{\phi} \pi z(1+m+\phi) - (m+\phi)r^f$ ，同时面临一个激励相容约束(IC)，即(4)式。由这一问题的最优化条件可以得出，激励相容约束始终以等号取得，即企业总会选择借款至上限，因此，激励相容约束(IC)可以进一步表示为：

$$\phi = \frac{r^f - (1+\theta_1 m)\gamma}{\theta_2 \gamma} \quad (5)$$

(5)式表明，激励相容条件(IC)本质上是企业面临的融资约束条件。企业所能获得的信贷资源随着借贷利率 r^f 上升而上升，且与投资非生产性项目回报率 γ 、企业的杠杆率 m 、道德风险系数 θ_1 、 θ_2 负相关。需要注意的是，信贷市场存在意味着均衡利率满足(4)式。这是因为，如果均衡市场利率 r^f 低于企业投资非生产性项目的资本净回报率 $\gamma(1+\theta_1 m + \theta_2 \phi)$ ，那么企业将更有动力选择进行非生产性投资而非为其他企业提供贷款，这直接导致信贷市场由于流动性匮乏而停止运作。

基于信贷约束条件(5)，本文讨论信贷市场运行良好情况下的企业最优投资行为。给定企业面临的项目具有个体异质生产率 z ，每家企业将基于资本的边际回报率来进行借贷决策。不难证明，当生产率 z 高于阈值 z^* 时，企业从银行部门融资并投资生产性项目，因为进行生产性投资的收益率要高于向其他企业提供流动性。具体而言，阈值 z^* 满足：

$$z^* \equiv \frac{r^f}{\pi} \quad (6)$$

其中，企业的平均资本回报率 π 由(2)式确定。相反，如果企业面临较低的异质性生产率，即

^① 需要说明的是，银行部门可以观察到企业的杠杆率水平，关于企业杠杆率，银行和企业之间不存在信息不对称。

$z < z^*$, 企业将选择将资金存入银行, 进而为信贷市场上的其他企业提供流动性。阈值 z^* 越高, 意味着更多高效率的生产项目获得融资, 故阈值 z^* 实际上反映了企业的平均生产率水平。

3. 均衡刻画

在一般均衡下, 劳动力市场和信贷市场出清, 整个经济的总产出为所有进行生产性投资的企业产出加总。记总劳动为 L , 总产出为 Y 。由单个企业的劳动需求方程(1)及劳动力市场出清条件, 可以推出总劳动 L 满足:

$$L = \int_{z \geq z^*} l(z) dF(z) = \left[\frac{(1-\alpha)A}{w} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \tilde{K} \quad (7)$$

其中, $\tilde{K} \equiv (1+m)K \int_{z \geq z^*} z dF(z)$ 为企业进行投资生产性项目的总有效资本。经过加总, 进行投资生产性项目的企业的总产出 Y 满足: $Y = \int_{z \geq z^*} y(z) dF(z) = \frac{wL}{1-\alpha}$, 其中, 第二个等号来自劳动需求的一阶条件。进一步, 可以得到生产性投资的企业总生产函数: $Y = A\tilde{K}^\alpha L^{1-\alpha}$ 。本文假定劳动供给无弹性(即 $L = 1$), 由上述生产函数可以推导出边际资本产出 π_h 的表达式:

$$\pi = \alpha A \tilde{K}^{\alpha-1} \quad (8)$$

在信贷市场正常运行时, 市场均衡利率 r^f 高于 $(1 + \theta_1 m + \theta_2 \phi)\gamma$ 。在此均衡中, 由于较低的回报率, 企业没有动机投资非生产性项目, 整个经济中的所有企业都将进行生产性投资。因而, 总量为 $(1+m)K$ 的资本均被配置于生产性项目。信贷市场出清条件表明, 贷款总需求 $\phi K [1 - F(z^*)]$ 等于总供给 $(1+m)KF(z^*)$, 这一均衡条件可以进一步表示为:

$$\phi [1 - F(z^*)] = (1+m)F(z^*) \quad (9)$$

其中, 企业流动性指标 ϕ 由(5)式确定。上述均衡方程的右边为贷款的供给端, 由广延边际 $F(z^*)$ (即选择将资本存入银行的企业数量) 和集约边际 $(1+m)$ (即每家企业提供的资本数量) 决定, 并且关于生产率阈值 z^* 和企业杠杆率 m 单调递增。而等式的左边为贷款的需求端, 表明总需求由广延边际 $1 - F(z^*)$ (即向银行贷款的企业总数) 以及集约边际 ϕ (即企业 1 单位自有资本能获得贷款的数量) 构成。进一步, 广延边际 $1 - F(z^*)$ 关于阈值 z^* 单调递减, 而集约边际 ϕ 则关于阈值 z^* 单调递增^①。就其经济含义而言, 阈值 z^* 越高, 代表生产的企业平均生产效率越高, 因而均衡时厂商对外部融资的需求也越大。因此, 阈值 z^* 对总贷款需求具有非单调的影响。综上分析, 贷款需求为 z^* 的非单调函数, 而贷款供给则是 z^* 的单调递增函数。(9)式的解, 即为均衡时的生产率阈值。

4. 杠杆率对企业生产率的影响

为进一步分析杠杆率提升对给定均衡条件下生产率水平影响的数学性质, 此处对企业可获得的流动性 ϕ 作进一步推导。根据(6)、(8)式, 市场利率可以表示为 $r^f = \alpha(z^*)^\alpha z_{\min}^{1-\alpha} A [(1+m)K]^{\alpha-1}$, 结合(5)式, 企业可获得的流动性 ϕ 的表达式为:

$$\phi = \frac{\alpha A (z^*)^\alpha z_{\min}^{1-\alpha} (1+m)^{\alpha-1} K^{\alpha-1} - (1 + \theta_1 m)\gamma}{\theta_2 \gamma} \quad (10)$$

① 在市场出清条件下, 配置于生产性项目的总有效资本为 $\tilde{K} = (1+m)KE(z|z \geq z^*)$, 即用于生产性资本的总量乘以平均的生产效率。在帕累托分布假设下, 市场利率满足 $r^f = \pi z^* = \alpha(z^*)^\alpha z_{\min}^{1-\alpha} A (1+m)^{\alpha-1} K^{\alpha-1}$, 因此相对于阈值 z^* 单调递增, 由于杠杆率 ϕ 随着市场利率的增加而增加, 因而 ϕ 也相对于阈值 z^* 单调递增。

从(10)式可知,企业获得的流动性 ϕ 的大小取决于进行投资生产性项目的资本回报率(即分子中的第一项)以及企业违约时可以用于投资非生产性项目的资本数量(即分子中的第二项)。银行部门在制定激励相容约束时, z^* 是外生恒定的。于是,固定 z^* ,并由(10)式关于企业杠杆率 m 求一阶偏导数,可以得到:

$$\frac{\partial \phi}{\partial m} = \frac{-\alpha(1-\alpha)A(z^*)^\alpha z_{\min}^{1-\alpha}(1+m)^{\alpha-2}K^{\alpha-1} - \theta_1\gamma}{\theta_2\gamma} < 0 \quad (11)$$

(11)式表明,企业杠杆率越高,企业将面临更严格的借贷约束。这一性质可以从两个方面进行理解:一方面,在标准的生产函数设定下,由于资本的边际产出递减,企业杠杆率 m 上升,降低了企业投资生产性项目的资本回报率;另一方面,企业杠杆率越高,意味着其可以违约的资金越多。这两方面原因使得企业有更强动机投资非生产性项目,从而加剧企业借贷的道德风险问题。银行部门为了避免因企业非生产性投资而无法收回贷款,会内生地对每家企业施加更为严格的借贷约束,使得企业面临更为严格的借贷约束,即获得更少的流动性。需要注意的是,由于信息不对称,银行无法严格区分高效率和低效率企业,那么,道德风险问题的恶化使得银行事前对所有企业实行更严格贷款标准,从而导致高效率企业同样面临更紧的约束。在信贷市场均衡时,信贷供给应该等于信贷需求。随着杠杆率的升高,整个经济体中的可用资金将增加,但是每家企业能够实际获得的资金由于道德风险问题却下降了,因为这时候更多更差的企业能够融到资金,即出现了信贷误配,从而导致企业的平均生产效率降低。基于上述分析,本文提出^①:

假说1:企业杠杆率 m 上升(下降),会使得企业面临更严格(宽松)的融资约束 λ ,从而减少(增加)了高效率的生产项目从信贷市场所获得的合意流动性,最终导致企业的平均生产率 z^* 下降(上升)。

图2从贷款需求和供给的角度对上述分析给出了一个直观说明。由图2可知,供给曲线斜率向上,而需求曲线则呈倒U型,这与上文的分析相一致(阈值对于贷款需求有非线性影响)。两条曲线的交点即为均衡阈值。进一步,企业杠杆率提升会导致贷款需求曲线下移,而供给曲线向上转动,于是均衡阈值 z^* (即企业的平均生产率)下降。

现实中,杠杆率提升对企业生产率的影响取决于信贷资金的实际投向或配置效率,例如是增加研发投入,还是维持企业的基本运转。考虑到资金的不同投向在生产率提升上具有异质性,对应于本文的模型,可以将那些进行更多研发投入的企业认为是高生产率企业,而将那些维持基本运转的企业认为是低生产率企业。根据本文的理论机制,杠杆率提升加剧了银行贷款面临的道德风险问题,从而使得高效率企业更难从信贷市场获得合意流动性,换言之,更少的信贷资源被用于研发投入,而拿到资金后更多地用于维持基本运转的低生产率企业得到了更多融资,这无疑会对企业生产率造成不利影响。

需要说明的是,Dong and Xu(2020)为研究内生经济周期,讨论了多重均衡的情形,但这并非本文研究的核心议题,因此,本文只分析存在唯一解和多重解的情形^②。本文假设企业杠杆率和道德风险系数不是太大,具体而言,道德风险系数 θ_1 、 θ_2 ,资本收入份额 α 和帕累托分布参数 η 满足: $\eta < \alpha(1 + \theta_1 m) / (\theta_2 + \theta_2 m)$ 。

(11)式暗含了一个重要推论。具体而言,企业流动性对杠杆率的偏导数 $\partial\phi/\partial m$ 是部门平均生产率 A 的减函数,对于部门平均生产率较高的企业,杠杆率提高将在更大程度上收紧企业面临的借

① 证明过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 对于多重均衡的情形,本文根据Boissay et al.(2016),假设并不存在协调失灵(Coordination Failure)问题,因而高效率均衡总是可以被选择。

贷约束,从而导致信贷资源误配程度更深,根据上述分析,“加杠杆”政策对高生产率部门企业生产率将产生更大的抑制作用。

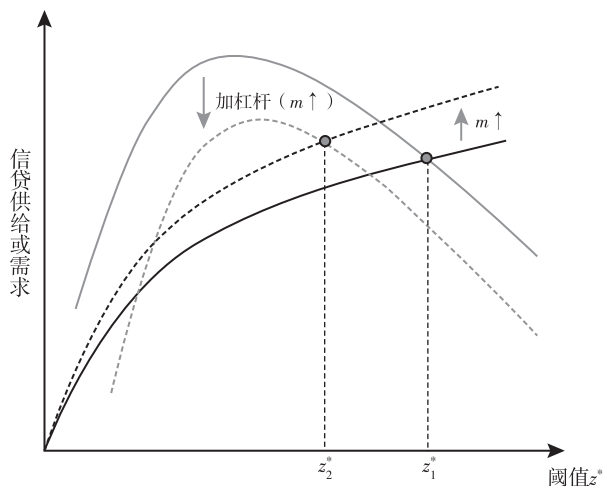


图2 不同杠杆率水平下的相对需求与供给

注:灰色实、虚线为信贷需求曲线,即(9)式左边项;黑色实、虚线为信贷供给曲线,即(9)式右边项。其中,实线代表初始的信贷供给或需求;虚线代表杠杆率提升后的信贷供给或需求。

大量已有文献表明,国有企业平均生产率低于非国有企业(Brandt et al., 2012; 杨汝岱, 2015)。因此,相较于国有企业,杠杆率提升对非国有企业的生产率将产生更大抑制作用。同理,由于东部地区企业拥有更高平均生产率(鲁晓东和连玉君, 2012),相较于中西部地区的企业,东部地区企业杠杆率提升将对其生产率带来更大负向影响。

此外,在前文模型的基础上,本文引入银行提供的借贷便利和企业违约时政府的政策性补贴^①,更为全面地说明杠杆率提升对国有企业和非国有企业产生的异质性影响。考虑到这两个因素,相较于国有企业,相同程度的杠杆率提升条件下,非国有企业产生的道德风险问题将更严重,银行部门为了避免出现违约现象,会对非国有企业施加更为严格的借贷约束,从而挤占更多优质项目的信贷资源,最终造成非国有企业生产率更大程度的下滑。基于上述分析,本文提出^②:

假说2:对于平均生产率更高的非国有企业和东部地区等部门,杠杆率提升会造成更大的道德风险,并引发更为严重的信贷资源误配,从而对企业生产率产生更强的抑制效应。反之,“降杠杆”政策能够对高效率部门的企业生产率产生更大的促进作用。

5. 进一步讨论

上述理论推导表明,杠杆率提高会降低企业生产率。也有文献指出,杠杆率提高有助于改善企业外部融资不足从而提高生产率。相比于这类文献,本文的理论构建更加具有一般性。通过引入特定设置后,本文模型能够生成二者的非单调关系。例如,杠杆率提升能够为新进入项目提供初始资本,在一定程度上降低了企业投资项目的不确定性。因此,如果放松上文模型假设,设定杠杆率 m 的上升有助于降低个体异质性生产率 z 的方差,但其边际效应随着 m 的上升而不断减弱,那

① 模型拓展参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件

② 证明过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

么杠杆率提升并不一定会严格降低企业可获得流动性 ϕ 。具体而言,当杠杆率 m 在某一范围内时,杠杆率提升能够通过降低企业投资项目的不确定性,改善企业借贷时的道德风险问题,进而缓解企业的信贷约束,提高信贷资源的配置效率和均衡时的生产率阈值 z^* 。但是,杠杆率 m 的上升对投资项目不确定性影响的边际效应会逐步递减,当杠杆率超过某一临界值后,杠杆率提升对投资项目不确定性的边际影响较小,而更高的杠杆率使企业有更大动机进行非生产性投资,导致 $\partial\phi/\partial m$ 严格小于0,即杠杆率持续攀升将加剧企业借贷的道德风险,最终导致信贷资源的误配和生产率阈值的下降。

上述讨论表明,杠杆率 m 的上升对企业的生产率阈值 z^* 存在非线性影响,“去杠杆”或“加杠杆”政策对实体经济生产效率的影响取决于杠杆率所处的区间^①。上述讨论拓展了前面的理论分析,从而更加具有理论包容性,后文第四部分将通过行业生产率分解方法,展示杠杆率提升会强化新进入企业对行业生产率的带动效应,进一步验证上述机制的存在。需要指出的是,基于一定时间段统计数据的经验分析未必能够揭示二者的非线性关系,例如样本期间实体经济杠杆率长期处在超过最优杠杆率阈值的区间。

三、实证设计

1. 研究样本

本文选取的研究对象为中国工业企业数据库中1998—2013年的制造业企业。首先,本文参照Brandt et al.(2012)的方法合并原始数据,并基于Cai and Liu(2009)剔除了关键指标缺失、不满足规模以上标准及明显不符合会计准则的观测值。在行业分类方面,由于《国民经济行业分类》国家标准分别于2002年和2011年进行了修订,并分别自2003年和2013年起实施,为保持行业分类一致,本文将1998—2002年及2013年原始数据中四位数行业代码统一调整为2002年修订版标准(GB/T 4754-2002),并仅保留二位数行业代码为13—42(制造业)的观测值。此外,由于中国工业企业数据库中2009—2010年关键变量缺失严重,且数据质量存疑(陈林,2018),同时考虑到金融危机时期的特殊性,本文的研究样本也不包括2008—2010年的数据。在稳健性检验中,本文将样本期间调整至2007年之前以检验结论的可靠性。由于本文在构造工具变量时使用了中国海关数据库,因此,企业层面回归实际使用的样本期间不包含1998年和1999年。最终,本文得到了1777113个观测值,涵盖503971家制造业企业。为排除极端值对回归结果的影响,本文对连续变量进行了0.5%和99.5%分位数上的缩尾处理。

2. 模型设定和变量说明

为了经验检验中国制造业企业杠杆率对其全要素生产率的影响并进行异质性分析,本文采用如下经验分析模型:

$$TFP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Leverage_{ijt} + X'_{ijt} \delta_1 + Z'_{ijt} \delta_2 + u_i + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

其中, i 表示企业, j 表示行业, t 表示年份。 TFP 为企业的全要素生产率, $Leverage$ 为企业的杠杆率,定义为企业总负债相对于总资产的比值。 X 和 Z 分别为本文选取的反映企业层面和行业层面特征的一系列控制变量。参考已有文献,本文选取的控制变量包括企业规模($Size$)、企业年龄(Age)、资本劳动比例($KLratio$)、人均工资($Wage$)、所有制结构(SOE)、企业开放程度($Openness$)、行业集中度

^① 证明过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

(*CR4*)、行业开放水平(*IndOpen*)等^①; u_i 和 v_t 分别为个体固定效应和时间固定效应; ε_{ijt} 为随机扰动项。

本文将全要素生产率(*TFP*)作为制造业企业生产率的衡量指标。相较于固定效应(FE)法和最小二乘(OLS)法,LP法和OP法能够较好地克服内生性偏差和样本选择问题(鲁晓东和连玉君,2012),且LP法能进一步解决OP法中投资为负导致的估计偏误(张天华和张少华,2016),因此,在基准回归中,本文采用LP法测算得到的企业*TFP*作为被解释变量,并将采用OP法和FE法得到的企业*TFP*做稳健性检验。本文在测算企业全要素生产率时具体指标选取及估算细节处理参考Brandt et al.(2012),具体使用到的指标包括各企业当年工业增加值、实际资本存量、企业职工人数、中间产品投入等。其中,实际资本存量根据Brandt et al.(2012)的方法进行测算;部分年份缺失的工业增加值以及中间投入数据,本文参考陈林(2018)的做法,并按照相关的会计准则进行补齐;工业增加值和中间投入指标分别以1998年为基年,根据国家统计局公布的工业生产者出厂价格指数和工业生产者购进价格指数的年度数据进行平减。此外,本文在估算*TFP*的过程中还控制了年份、行业和地区层面的固定效应。

为检验假说1和假说2,本文主要考察企业杠杆率*Leverage*的估计系数 β_1 。具体而言, β_1 的绝对值表示,在控制其他因素不变的情况下,制造业企业杠杆率每提高1个单位时,其全要素生产率在平均意义上的变化。基于假说1,企业杠杆率提升会通过收紧企业的融资约束,加剧企业间的资源误配程度,进而导致企业的生产率下降。如果假说1成立,那么 β_1 的估计系数应该显著为负。根据假说2,对于非国有部门和东部地区的企业而言,企业杠杆率提升对其生产率将产生更大的抑制效应。为了检验这一假说,本文将对不同子样本进行回归分析,考察估计系数 β_1 在不同子样本的差异,如果假说2成立,则基于非国有部门和东部地区的子样本得到的 β_1 的估计系数在绝对值上更大。

为了缓解可能的内生性问题,本文将企业所在行业的人民币实际有效汇率和滞后一期出口强度(*ExIntens*)的交互项作为企业杠杆率的工具变量,并通过两阶段最小二乘(2SLS)法得到核心系数 β_1 的估计值。在相关性方面,汇率波动会通过收益和成本效应影响企业的杠杆率,丁剑平等(2020)的研究表明,人民币升值会显著降低企业的杠杆率,且下降程度与企业的进出口行为相关。在外生性方面,单个企业的微观决策或全要素生产率(*TFP*)提升很难引起整个行业的人民币汇率的变化,此外,在短期内企业也较难改变其对产品出口的依赖程度,在控制了一系列企业特征和固定效应后,可以认为二者不会直接影响企业的*TFP*。

人民币有效汇率数据来自中国社科院世界经济与政治研究所的异质性有效汇率数据库(IWEP-HEER Database),该指标的测算基于Bems and Johnson(2012)的研究并考虑了全球价值链的视角(杨盼盼等,2019)。企业进出口信息来自中国海关数据库,本文在研究过程中首先将两个数据库合并,并遵循田巍和余淼杰(2013)的做法匹配企业名称和年份,再匹配邮政编码和电话号码后7位,最终合并上述两步得到的样本。

四、经验分析结果

1. 基准回归结果

表1报告了基于全样本数据的杠杆率对企业全要素生产率影响的估计结果。其中,前三列为采

^① 主要变量的具体定义和描述性统计参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

用OLS法得到的估计结果,后三列为采用2SLS法得到的估计结果。所有结果均采用双向固定效应模型,控制了企业层面和年份层面的固定效应。第(1)、(4)列为自变量仅包含企业杠杆率的估计结果,可知企业杠杆率 *Leverage* 的回归系数在1%水平上显著为负,表明样本期间中国制造业企业杠杆率提升对其生产率产生了显著的抑制作用。KP rk LM 检验统计量和 KP rk Wald F 检验统计量分别约为 275.47 和 205.55,对应的伴随概率均小于 0.10%,因此,可以认为,本文选取的工具变量不存在“识别不足”和“弱工具变量”问题。同时,采用2SLS法得到的估计结果远大于采用OLS法得到的估计结果,表明本文选取的工具变量在一定程度上能够解决OLS法估计量的内生性偏误。

表 1 制造业企业杠杆率对其全要素生产率的影响

	被解释变量: <i>TFP_LP</i>					
	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Leverage</i>	-0.1287*** (0.0054)	-0.2308*** (0.0051)	-0.2307*** (0.0051)	-1.4133*** (0.2973)	-2.7157*** (0.3471)	-2.6960*** (0.3457)
其他控制变量	否	是	是	否	是	是
行业固定效应	否	否	是	否	否	是
地区固定效应	否	否	是	否	否	是
KP rk LM				275.4661	219.7826	220.3044
LM P-value				(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
KP rk wald F				205.5488	163.8386	164.2183
观测值	951208	951208	951208	951208	951208	951208

注:各列估计结果均控制了企业层面和年份层面的固定效应;括号中为修正了异方差后的稳健标准误;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。以下各表同。

第(2)、(5)列为在此基础上增加企业层面控制变量的估计结果,第(3)、(6)列为进一步增加了行业层面和地区层面的固定效应的估计结果,以上估计结果表明,无论是否加入各类控制变量或控制更多的固定效应,企业杠杆率 *Leverage* 的回归系数都保持在1%水平上显著为负,说明在样本期间中国制造业企业杠杆率提升对其生产率的负向影响具有稳健性,进一步验证了估计结果的可靠性。其中,第(6)列不仅控制了企业及行业层面的诸多因素,还控制了企业、年份、地区和行业层面的固定效应,最大程度缓解了遗漏变量导致的估计偏误,由此得到主解释变量杠杆率 *Leverage* 的回归系数约为-2.70,并在1%水平上通过显著性检验,这与前文提出的假说1相一致。计算表明,控制其他因素不变,在样本期间中国制造业企业杠杆率每提高1个标准差,其全要素生产率将在平均意义上降低约0.64个标准差。

2. 异质性分析

由前文的理论分析可知,对于平均生产率较高的非国有企业等部门,相同单位杠杆率的提升将导致更严重的道德风险问题,因此,银行会对这些部门的企业施加更严格的融资约束,从而引发更大程度的信贷资源误配和平均生产率的下降。基于这一分析,杠杆率变动对不同部门和地区的企业生产率将产生异质性影响。为检验该假说,本文进一步将全样本依次划分为国有企业和非国有企业、东部地区和中西部地区等子样本,分别对不同子样本进行回归分析,探究企业杠杆率提升是

否对企业生产率存在异质性影响。表2报告了基于不同样本采用2SLS法得到的估计结果,所有估计结果均采用双向固定效应模型,控制了企业和行业层面的变量,以及行业和地区的固定效应。

其中,第(2)、(3)列分别是基于非国有企业样本和国有企业样本的估计结果;第(4)、(5)列分别是基于东部地区样本和中西部地区的估计结果。此外,本文基于行业平均生产率(按照企业增加值加权),将高于中位数的行业定义为高生产率行业,反之则为低生产率行业。进一步,本文按照企业所属行业将样本划分为高生产率行业和低生产率行业两个子样本,并进行异质性分析,回归结果如表2第(6)、(7)列所示。

表2 制造业企业杠杆率对其全要素生产率的影响:异质性分析

	被解释变量: <i>TFP_LP</i>						
	全样本 (1)	非国有企业 (2)	国有企业 (3)	东部地区 (4)	中西部地区 (5)	高生产率行业 (6)	低生产率行业 (7)
<i>Leverage</i>	-2.6960*** (0.3457)	-2.6314*** (0.3320)	-1.7259 (2.1346)	-2.5543*** (0.3633)	-0.4884 (0.8280)	-3.6383*** (1.1108)	-2.2236*** (0.3281)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
KP rk LM	220.3044	234.9414	6.9860	192.0075	26.8439	29.7115	205.6647
LM P-value	(0.0000)	(0.0000)	(0.0082)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
KP rk wald F	164.2183	174.1896	5.1391	143.3360	19.9645	21.8823	150.8262
观测值	951208	892552	52032	826843	230004	483636	453626

对比表2中第(2)、(3)列结果可知,非国有企业样本的 *Leverage* 的估计系数约为-2.63,且在1%置信水平上显著,而国有企业样本的 *Leverage* 的估计系数仅为-1.73左右,且不显著。这意味着相较于国有企业,杠杆率提升对非国有企业生产率的抑制作用更为显著。由第(4)、(5)列可以发现,基于东部地区子样本得到的估计系数在数值和显著性上均大于基于中西部地区子样本得到的估计系数,意味着相较于中西部地区,“加杠杆”政策对于东部地区企业生产率造成了更大程度的负向影响。此外,第(6)、(7)列估计结果表明,对于高生产率行业的企业,杠杆率提升将对其平均生产效率产生更强的抑制作用。上述分析均表明,企业加杠杆对于平均生产率水平更高的地区或部门的企业生产率会产生更强的抑制效应,换言之,在当前经济高杠杆的背景下,“降杠杆”和“稳杠杆”政策对上述地区和部门企业的生产率会带来更强的促进作用,这验证了假说2。需要说明的是,基于不同子样本的两阶段最小二乘估计结果均通过了KP rk LM检验和KP rk Wald F检验,表明进行分子样本回归时同样不存在“识别不足”和“弱工具变量”问题,从而估计结果是有效的。

3. 稳健性检验

为进一步验证前述经验结果的可靠性,本文进行了调整样本时期、替换核心变量、增加更多的固定效应等一系列稳健性检验^①。

(1)调整样本时期。由于2011—2013年部分指标存在数据缺失,本文按照相应会计准则对其进行了补齐处理,为了剔除这段时期数据对估计结果的影响,同时考虑国际金融危机前后二者关系

① 稳健性检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

可能出现的结构性变化,本文剔除了这一时期的企业样本,重复上述回归分析以检验经验结果的可靠性。估计结果显示,调整样本时期后,杠杆率提升对企业生产率仍有显著负向影响,并且杠杆率对企业生产率的影响在不同部门和地区依然呈现出与基准回归相一致的异质性特征,再次验证了假说1和假说2的成立。

(2)替换核心变量。本文首先采用LP法和FE法重新测算企业的全要素生产率(*TFP*),将其替换为因变量后重复前文的回归分析。结果发现,使用不同*TFP*指标作为因变量得到的估计结果及其异质性特征未发生显著变化。其次,本文将基准回归使用的工具变量替换为企业所在行业的有效汇率和滞后一期的企业净出口额(出口额和进口额之差)占总产值比重的交互项,得到的估计结果也与基准回归基本一致。上述结果表明,本文的经验结果对企业生产率指标的测算方法和工具变量的设置方式并不敏感。

(3)增加固定效应。考虑到仍可能存在一些随时间变化的区域性或行业性特征,以及位于不同区域的行业性特征可能影响企业杠杆率,且与企业生产率有关,进而造成估计偏误,本文进一步控制了省份—时间、行业—时间以及行业—地区的多重交互固定效应,重复前文的回归分析。结果表明,添加更多交互固定效应后,虽然各列的估计系数较之前略微有所下降,但显著性水平和异质性特征均与基准回归基本一致。上述结果说明,本文的结论不受增加更多固定效应的影响,具有较好的稳健性。

4. 机制分析

(1)基于企业层面的分析。本文的理论分析表明,杠杆率提升加剧了企业的道德风险问题,从而使其面临更为严格的融资约束,这导致更多信贷资源配置到低效率生产项目,最终引发企业生产率的下滑。基于这一分析,杠杆率对企业生产率影响的一个重要路径为企业面临的借贷约束,即(10)式中企业可获得的流动性。为验证这一机制,本文选取企业新增负债占总资产的比例作为企业信贷可得性(*Flex*)的代理变量,从微观企业层面验证上述机制分析,这一指标越大,意味着企业能够获得的流动性越大,即企业面临更为宽松的借贷约束。表3报告了企业杠杆率对其全要素生产率影响的作用机制的估计结果。

表3 制造业企业杠杆率对其全要素生产率影响的作用机制:分地区的估计结果

	全样本		东部地区		中西部地区	
	<i>Flex</i> (1)	<i>TFP_LP</i> (2)	<i>Flex</i> (3)	<i>TFP_LP</i> (4)	<i>Flex</i> (5)	<i>TFP_LP</i> (6)
<i>Leverage</i>	-1.0974*** (0.1923)	-2.2721*** (0.2636)	-1.1449*** (0.2095)	-2.1629*** (0.2783)	-0.6452 (0.4534)	-0.4763 (0.7142)
<i>Flex</i>		0.3862*** (0.0582)		0.3419*** (0.0594)		0.0188 (0.1759)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	951208	951208	740228	740228	210934	210934

注:基于不同子样本的两阶段最小二乘估计结果均通过了KP rk LM检验和KP rk Wald F检验。

表3中第(1)、(3)、(5)列是以企业信贷可得性(*Flex*)为因变量、根据(12)式进行回归的估计结果;第(2)、(4)、(6)列是以企业全要素生产率(*TFP*)为因变量、在(12)式的基础上增加企业信贷可得性作为解释变量的估计结果。第(1)列显示,企业杠杆率 *Leverage* 的估计系数在1%置信水平上显著为负,表明杠杆率越高的企业能够获得的信贷资源越少。进一步,从第(2)列可知,企业信贷可得性 *Flex* 的估计系数在1%的置信水平上显著为正,意味着信贷可得性对其企业生产率具有正向的促进作用,此外,企业杠杆率 *Leverage* 的估计系数较未添加信贷可得性 *Flex* 明显下降。上述结果表明,杠杆率提升将恶化企业面临的融资约束,进而对其全要素生产率产生负向影响,这验证了假说1。

此外,表3中第(3)一(6)列还报告了基于不同子样本的估计结果。结果显示,对于东部地区的企业而言,企业杠杆率提升对其信贷可得性有显著的负向影响,而对于中西部地区的企业则未出现这一负向关系。这一结果表明,杠杆率提升会使东部地区的企业面临更为严格的借贷约束,从而对其生产率起到更大的抑制作用,这进一步验证了假说2。本文还基于不同产权结构、不同生产率水平行业的子样本做了回归分析^①,其异质性特征也与假说2的理论预期相符。

(2)基于行业生产率分解视角。为检验前文提出的理论机制,本文进一步将企业层面的全要素生产率(以LP法测算)按企业增加值为权重加总到行业层面,并将行业层面的TFP变化按照 Melitz and Polanec(2015)的方法进行分解。具体的分解公式如下:

$$\begin{aligned} \Delta y &= (y_{s2} - y_{s1}) + s_{e2}(y_{e2} - y_{s2}) + s_{x1}(y_{s1} - y_{x1}) \\ &= \Delta \bar{y}_s + \Delta cov_s + s_{e2}(y_{e2} - y_{s2}) + s_{x1}(y_{s1} - y_{x1}) \end{aligned} \quad (13)$$

其中, Δy 为行业层面的 TFP 变化, $s_{Gt} = \sum_{i \in G} y_{it}$ 为 G 组中企业的企业增加值总和, $y_{Gt} = \sum_{i \in G} (s_{it}/s_{Gt}) y_{it}$ 为 G 组中企业加总到行业层面的全要素生产率。S、E、X 分别表示存续企业组、进入企业组和退出企业组,此处以 1998 年为基年,企业类别均相对于 1998 年进行定义。(13)式中,第一项 $\Delta \bar{y}_s = \bar{y}_{s2} - \bar{y}_{s1}$ 为存续企业的组内效应,反映了存续企业本身的平均技术进步;第二项 $\Delta cov_s = cov_{s2} - cov_{s1}$ 为存续企业的组间效应,反映了存续企业间的资源配置效率的改善,其中, $cov_{st} = \sum_{i \in S} (s_{it} - \bar{s}_t)(y_{it} - \bar{y}_t)$;第三项 $s_{e2}(y_{e2} - y_{s2})$ 和第四项 $s_{x1}(y_{s1} - y_{x1})$ 分别为企业进入效应和企业退出效应,分别反映了由于企业进入和企业退出对行业 TFP 变化的贡献。

根据前文的理论分析,由于道德风险的存在,杠杆率的上升使得更多的信贷资源配置于低效率的生产项目,恶化了信贷资源的配置程度,进而抑制了企业生产率的提升,因此,杠杆率的上升将降低存续企业的组间效应,进而阻碍行业层面 TFP 的提升。本文依次以行业层面生产率的变化及分解得到的四种效应为因变量,基于(14)式,对行业层面的杠杆率变化进行回归:

$$\Delta y_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \Delta Leverage_{jt} + Z'_j \alpha_2 + \theta_j + v_t + \varepsilon_{jt} \quad (14)$$

其中, j 表示行业, t 表示年份, $\Delta Leverage_{jt}$ 为行业层面的杠杆率变化, Z'_j 为行业层面的控制变量,包括行业集中度、行业开放水平等, θ_j 和 v_t 分别为行业固定效应和时间固定效应, ε_{jt} 为随机扰动项。表4报告了行业杠杆率变化对行业层面 TFP 变化影响的估计结果。

由表4第(1)列可知, $\Delta Leverage_{jt}$ 的系数在1%水平上显著为负,表明杠杆率提升对行业层面的全要素生产率提升具有显著抑制作用。结合第(2)一(5)列的估计结果可知,杠杆率提升对行业生产率变化影响的主要途径是抑制存续企业的组间效应,即恶化存续企业间的资源配置效率,这一途径约占总效应的 99.00%。杠杆率提升也会对存续企业的组内效应(即存续企业本身的技术进

① 回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

步)造成负向影响,这一途径约占总效应的36.90%,表明杠杆率提升对企业内部的投资决策和治理效率的改善具有不利影响。此外,杠杆率提升显著提高了企业的进入效应,这一途径约占总效应的-25.43%,其可能的解释是,杠杆率提高能够缓解企业在成立初期外部融资不足的问题,使其拥有更多资金进行固定资产投资和创新研发,同时也降低了企业投资项目时面临的不确定性,进而缓解了银企借贷中的道德风险问题,对行业整体TFP起到带动作用。上述结果均与前文回顾的文献结论相一致,并且进一步说明了本文提出的杠杆率变化的资源配置效应在该影响机制中发挥着至关重要的作用。此外,采用不同的TFP测算方式和调整样本时期后的估计结果均表明,存续企业间的资源配置效率恶化是杠杆率提升拖累行业生产率提升的最主要原因。^①

表4 杠杆率变化对行业层面TFP变化及其分效应影响的估计

	总效应	存续企业的组内效应	存续企业的组间效应	企业进入效应	企业退出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta Leverage_{it}$	-2.0804*** (0.2875)	-0.7677*** (0.2127)	-2.0595*** (0.4105)	0.5291*** (0.1304)	0.2177 (0.1900)
占总效应的比重(%)	100.0000	36.9016	98.9954	-25.4326	-10.4643

五、结论与政策启示

中国经济发展进入“新常态”背景下政府着力加强供给侧结构性改革,如何理解其中“去杠杆”或“稳杠杆”与推动实体经济高质量发展间的关系,成为当前具有重大现实意义的政策问题。本文从信息不对称和信贷误配角度,通过理论分析和经验检验,探究了杠杆率对企业生产率的异质性影响和作用机制。

在理论分析部分,本文建立了一个包含生产者和银行的多部门一般均衡模型。模型中的企业可以选择投资生产性项目或投资非生产性项目,也可以选择为信贷市场上的其他企业提供资金。生产率较低企业更倾向于投资非生产性项目,并为这类投资从银行部门借款。由于存在信息不对称,银行部门无法准确观测企业的异质性生产率,为避免借款企业进行非生产性投资而无法偿还贷款,银行会为每一家企业设置借贷约束。本文从理论上证明,杠杆率提升加剧了银行面临的道德风险问题,导致高效率企业可获得信贷资源减少,加剧了信贷资源误配程度,进而对企业生产率产生抑制效应。理论分析还表明,对于平均生产率较高的非国有企业等部门,杠杆率提升将产生更严重的道德风险问题,进而对其生产率带来更强抑制效应。

在经验检验部分,本文基于1998—2013年中国制造业企业数据检验了上述理论假说,所得经验结果均与理论分析相一致,具体包括:在样本期间,中国制造业企业杠杆率提升对其全要素生产率确定具有显著的负向影响;杠杆率对企业生产率的影响呈现异质性特征,非国有部门、东部地区和高生产率行业的企业杠杆率提升会对其生产率产生更大程度的抑制效应;杠杆率提升会显著减少该部门企业能够获得的信贷资源,进而对其企业生产率产生负向影响,同时,这一作用机制在非国有部门、东部地区和高生产率行业的企业中发挥着更为显著的作用;杠杆率提升主要通过恶化存

^① 回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

续企业间的资源配置效率,进而拖累行业层面的生产率提升。

本文从理论和经验上为供给侧结构性改革提供了严谨的学理支持,为理解企业杠杆率对其生产率的影响和作用机制提供了新的视角。面对国内外日益复杂的经济环境,如何科学地制定宏观经济政策,提升经济发展质量,本文对此也提出了较为丰富的政策启示。

本文的理论和经验分析表明,由于商业银行与企业间存在信贷关系的激励相容问题,企业杠杆率提升会加剧道德风险问题,从而对高效率企业的信贷产生负外部性,造成信贷资源的误配,最终对生产企业的平均生产效率产生显著负向影响。近期全国疫情呈多点发生局部暴发态势,整体经济面临更大的不确定性,如果短期内大规模向市场注入流动性,大水漫灌式的信贷扩张将迅速推高企业杠杆率,进一步加剧上述道德风险问题,造成类似“流动性陷阱”困境,即市场有足够的流动性或实体经济的杠杆率处在高位,但真正亟需信贷支持的高效率实体企业难以获得合意流动性。由于信贷误配和平均生产效率的下降,上述困境不仅会减弱短期政策的刺激作用,同时会为下一步经济复苏政策带来副作用,引起所谓“脱实向虚”现象。因此,大规模广撒网式信贷扩张不仅无法有效地帮助企业解决生存问题,而且不利于疫情后的经济复苏。

考虑到不同部门、不同地区企业抗压能力不同,大规模信贷扩张会使得前文提到的信贷误配问题被进一步放大。抗压能力强的国有企业由于更多流动性而变得更安全,因此,银行也更有动力为其提供贷款。相反,抗压能力弱的民营中小企业由于流动性短缺而变得更不安全,结果就更难获得银行贷款支持,面临更严峻的生存危机,由此导致恶性循环。在生产端,目前受疫情影响最大的当属中小民营经济。原因在于,中小企业风险管理和抗压能力较弱,外部融资能力更弱,当受到巨大冲击时,更容易出现资金链断裂和债务违约。由此可见,在提供信贷方面,政府需要指导商业银行精准定向中小企业,避免由于本文分析的信贷误配导致政策无效。

从中长期看,杠杆率调控政策应当更为温和,在稳定实体经济的同时设法减弱杠杆率调控对经济不确定性的负向影响,提振实体企业复苏信心。针对中国实体经济高杠杆的重要特征,“去杠杆”或“稳杠杆”政策有助于缓解企业融资的道德风险现象,改善企业融资约束,提高信贷资源配置效率,促进企业生产率整体提升。但是在疫情后的经济复苏期间,应当避免过于激烈的杠杆率调控政策,以降低实体经济投资的不确定性。值得注意的是,本文发现不同类型企业生产率提升受到杠杆率的抑制具有异质性,对于平均生产率较高的非国有企业等部门,杠杆率上升会造成更为严重的道德风险问题,并引发更大的信贷误配,从而对企业生产率产生更强抑制效应。长期的杠杆率调控应注重精准施策,将扶持重点瞄准于中小民营企业、高技术企业,力争实现结构上的优化。此外,政府也应加快完善企业信用体系,降低信贷机构和企业之间的信息不对称,同时减少非市场化干预力量,从整体上提高金融机构对信贷资源的配置效率,增强应对国内外各类负面冲击的能力,激发中国经济高质量发展潜力。

〔参考文献〕

- [1]陈林.中国工业企业数据库的使用问题再探[J].经济评论,2018,(6):140-153.
- [2]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.
- [3]苟文均,袁鹰,漆鑫.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,2016,(3):74-91.
- [4]何光辉,杨咸月.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,2012,(5):19-35.
- [5]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.

- [6] 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.
- [7] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, (2): 541-558.
- [8] 乔小乐, 宋林, 安磊. 去杠杆有助于提高企业资金使用效率吗——来自中国制造业上市企业的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2018, (3): 39-51.
- [9] 田巍, 余淼杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究[J]. 管理世界, 2013, (1): 28-44.
- [10] 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.
- [11] 杨盼盼, 李晓琴, 徐奇渊. 人民币增加值有效汇率及其向不可贸易品部门的拓展[J]. 世界经济, 2019, (2): 26-46.
- [12] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, (2): 61-74.
- [13] 余森杰, 李晋. 进口类型、行业差异化程度与企业生产率提升[J]. 经济研究, 2015, (8): 85-97.
- [14] 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): 68-83.
- [15] 张天华, 张少华. 中国工业企业全要素生产率的稳健估计[J]. 世界经济, 2016, (4): 44-69.
- [16] 钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫, 苏楚林. 中国企业债务的结构性问题[J]. 经济研究, 2016, (7): 102-117.
- [17] Bems, R., and R. C. Johnson. Value-added Exchange Rates[R]. NBER Working Paper, 2012.
- [18] Boissay, F., F. Collard, and F. Smets. Booms and Banking Crises[J]. Journal of Political Economy, 2016, 124(2): 489-538.
- [19] Boissay, F., F. Collard, J. Galí, and C. Manea. Monetary Policy and Endogenous Financial Crises[R]. NBER Working Paper, 2021.
- [20] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [21] Cai, H., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. Economic Journal, 2009, 119(537): 764-795.
- [22] Chen, Z., Y. Li, and J. Zhang. The Bank-firm Relationship: Helping or Grabbing[J]. International Review of Economics & Finance, 2016, 42: 385-403.
- [23] Coricelli, F., N. Driffield, S. Pal, and I. Roland. When Does Leverage Hurt Productivity Growth? A Firm-level Analysis[J]. Journal of International Money and Finance, 2012, 31(6): 1674-1694.
- [24] DeAngelo, H., A. S. Gonçalves, and R. M. Stulz. Corporate Deleveraging and Financial Flexibility[J]. Review of Financial Studies, 2018, 31(8): 3122-3174.
- [25] Dong, F., and Z. Xu. Cycles of Credit Expansion and Misallocation: The Good, the Bad and the Ugly[J]. Journal of Economic Theory, 2020, 186: 104994.
- [26] Hsu, P. H., X. Tian, and Y. Xu. Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [27] Lewis, C. M., and Y. Tan. Debt-equity Choices, R&D Investment and Market Timing[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 119(3): 599-610.
- [28] Melitz, M. J., and S. Polanec. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit[J]. Rand Journal of Economics, 2015, 46(2): 362-375.
- [29] Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.

Leverage Ratio and Productivity: A Perspective of Credit Misallocation

HUANG Shao-qing¹, YU Jin-xiang¹, XU Zhi-wei²

(1. Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University;

2. HSBC Business School, Peking University)

Abstract: It has become a critical issue to understand the relationship between stabilizing the macro-leverage ratio and promoting the high-quality development of the real economy. This paper studies the heterogeneous impact of leverage on enterprise productivity and the underlying mechanism through theoretical analysis and empirical tests. The crucial frictions we consider are information asymmetry and credit misallocation.

Specifically, we develop a general equilibrium model with enterprises and banks. Enterprises are heterogeneous in their productivity and get financed through the banking sector. Due to information asymmetry, low-productivity enterprises have more incentives to divert their capital into unproductive projects with relatively low returns. To avoid credit defaults, banks opt to impose an identical borrowing constraint for all enterprises (regardless of productivity). An increase in leverage enhances enterprises' incentives to divert into unproductive projects, leading to a more severe moral hazard. As a result, higher leverage makes it more difficult for projects with high productivity to obtain desirable liquidity from the credit market. Given a larger credit supply caused by the higher leverage ratio, more resources are allocated to inefficient projects, resulting in a decline in enterprise productivity. Moreover, our theoretical analysis also shows that for non-state-owned enterprises or sectors with relatively high average productivity, such as enterprises in the eastern region or high-productivity industries, an increase in leverage will trigger a more severe moral hazard problem and thereby dampen enterprise productivity in a larger magnitude.

This paper further verifies the above hypothesis based on the data of Chinese manufacturing enterprises from 1998 to 2013. To mitigate the potential endogeneity issue, we use the interaction term of the real effective exchange rate of RMB at the industry level and one-period-lagged export intensity as the instrumental variable for enterprise leverage. Our baseline regression shows that an increase in the leverage of Chinese manufacturing enterprises has a significant adverse effect on their productivity. Besides, heterogeneity analysis indicates that the increase in the leverage of non-state-owned enterprises or sectors with relatively high average productivity has a stronger negative effect on their productivity. The above results are robust to a range of empirical specifications.

In addition, this paper empirically identifies the underlying mechanism. We select the ratio of new liabilities to total assets as a proxy variable for credit availability at the enterprise level. The results show that an increase in enterprise leverage significantly reduces the availability of credit resources, adversely affecting enterprise productivity. Besides, this mechanism is much more significant for non-state-owned enterprises, enterprises in the eastern region, or those in high-productivity industries. Further, this paper decomposes enterprise productivity at the industry level and finds that leverage depresses industry productivity mainly by suppressing the intergroup effect of surviving enterprises, that is, worsening the efficiency of resource allocation among surviving enterprises. The above analysis further confirms the theoretical mechanism.

Complementary to existing literature, this paper provides a new perspective for understanding the impact and the mechanism of enterprise leverage on their productivity. Moreover, this paper also offers theoretical and empirical support for the supply-side structural reform. Our analysis offers some policy insights for stabilizing the macro-leverage ratio and promoting the high-quality development of the real economy in China. Specifically, excessive leverage is detrimental to enterprise productivity, while deleveraging policies help alleviate the moral hazard problem and promote high-quality economic development.

Keywords: leverage ratio; financial constraints; enterprise productivity; moral hazard; credit misallocation

JEL Classification: D82 E51 O16

[责任编辑: 覃毅]