

当前制造业企业的融资约束是过度抑或不足

——基于高质量发展要求的审视与评判

○ 肖曙光 彭文浩 黄晓凤

摘要 多年以来,学者们基于融资约束阻碍企业与经济增长的定性思维对融资约束进行了大量研究,而本文从融资约束本质与高质量发展核心要求(提高全要素生产率)视角对其进行了再探讨。首先,企业融资约束在本质上是市场机制配置金融资源的一种内在要求,“资产质地越好,对应的融资约束程度或融资难度也应越小,反之亦相反”是优化金融资源配置的需要。然后,从学理上阐释了融资约束对全要素生产率的作用机理,指出融资约束对企业全要素生产率理论上存在倒U型影响关系,融资约束过度或不足都会酿成效率灾难。最后,本文以2011-2017年沪深两市所有制造业上市公司为基础样本,在有效测度融资约束、全要素生产率及其分解效率基础上,综合运用门槛模型、PVAR等方法,从多个维度得出如下结论:融资约束本质作用发挥在某些维度受到了扭曲;当前制造业企业融资约束已经过度,企业如提高全要素生产率,所承受的融资约束还将更为严重。研究结论对正确评判与科学应对当前制造业融资约束问题具有较强的现实意义。

关键词 新时代;高质量发展;制造业企业;融资约束;全要素生产率

引言

制造业企业是中国经济发展的重要微观基础,而融资约束(Financial Constraints, FC)是“困扰”我国

制造业企业多年的一个难点问题。对于企业融资约束问题,学者们基于融资约束阻碍企业与经济增长的定性思维进行了大量研究,大体集中在四大主题方向:一是从信贷配给理论等角度探究了融资约束的形成原因;二是从内部交易、金融发展等方面探究了融资约束的影响因素,如Ataullah等认为作为重要影响因素的内部交易会加重融资约束程度;^[1]三是融资约束的测度;四是从货币政策、财政和金融支持体系建设等角度探究了缓解融资约束的对策。可见,学者们对融资约束问题虽进行了大量研究,但对企业融资约束的本质及融资约束程度“合理与否”的评判等并没有进行系统深入思考。当前,如何正确评判与科学应对新时代制造业融资约束问题已成为一个亟待解决的重要理论与现实问题。本文从中国经济发展新时期核心特征要求出发,对制造业企业融资约束的本质与合理性进行了重新审视与评判。

一、理论分析

1. 金融资源的市场配置机制与企业融资约束的本质
企业融资约束是一个统摄性概念,不同学者有着不同的理解,但外源融资受到制约或约束是企业融资约束问题的重要共性。^[2-7]因此,我们拟从企业的外源融资难度(或制约程度)角度出发进一步探究企业融资约束的本质问题。

金融是已提供到市场货币的有条件转移,^[8]对融资

作者简介 肖曙光,广东财经大学南岭学者特聘教授、博士生导师、博士后合作导师、管理学博士,研究方向为企业与产业组织;彭文浩,广东财经大学经济学院硕士研究生,研究方向为计量经济;黄晓凤(通讯作者),广东财经大学经济学院教授、经济学博士,研究方向为公司治理等

基金资助 本文受教育部人文社会科学研究项目(19YJA790095)资助

需求企业而言,这种资金转移的条件是企业进行外部融资时必然面临的某种限制或难度。当然,对于不同企业来说,资产质地不同,对应的融资约束程度或融资难度也应不同:资产质地越好,对应的融资约束程度或融资难度也应越小,即“优质优价”;反之亦相反。将有限金融资源优先配置到优质企业,从而提高金融资源配置效率的内在要求,这种内在要求即企业融资约束的本质。多年来,由于对企业融资约束的本质问题缺乏深入思考和正确理解,政府、公众及社会舆论不加区分地形成了“必须有效缓解甚至消除企业融资约束障碍”的逻辑思维定势,并不遗余力地推动“金融服务实体经济”。“金融服务实体经济”在理论上并没有错,但在实践中不能将其异化为强制要求金融市场无条件满足微观实体企业的资金需求。

2. 评判企业融资约束程度是否“合理”的标准

融资约束程度是否“合理”不能从融资约束的绝对数值本身来评判,需要从历史方位的时代使命中来探寻具体评判标准。改革开放四十年来,中国制造业企业整体上经历了短缺经济和结构性过剩经济两个经济时代。在短缺经济时代,制造业企业的主要矛盾是产能不足,在当时历史方位中的使命是快速提高产能,实现数量型高速增长,政府、公众和社会以速度和规模标准来评判企业融资约束程度“合理与否”在当时历史方位中不仅是必然的,也是合理的。当前,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,对于制造业企业来说,中国已经成为“世界工厂”,产能不足问题已经转变为产能过剩问题,面临的主要矛盾是如何实现高质量发展。因此,新的历史方位中,政府、公众和社会对制造业企业融资约束程度“合理与否”的评判标准不应该沿袭原有历史方位中的“速度和规模”标准,而应与时俱进地以“高质量发展”作为评判标准。此处“高质量”是一个宽泛的概念,并不局限于狭义上的产品与服务品质。

目前对于高质量发展的研究基本上聚焦于宏观层面的经济高质量发展,^[9-11]虽说至今仍未形成统一共识,但都认为提高全要素生产率在经济高质量发展中发挥着关键作用。至于什么是企业高质量发展,虽然目前还处于起步探索阶段,但已经有学者开始涉足探究,如黄速建等^[12]从目标状态和发展范式两个角度对“企业高质量发展”进行了界定,认为企业高质量发展属于微观层面的概念,企业高质量发展中的“企业”不是指企业界,而是企业个体。可见,如何评价和计量中国制造业企业高质量发展存在多个维度并没有定论。全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)能够综合反映制造

业企业投入产出效率,以及技术进步和创新能力的提升水平,其数值高低直接显示企业发展质量的好坏,无疑是评价和计量中国制造业企业高质量发展的核心指标。

3. 融资约束影响企业全要素生产率及其分解效率的内在机理

(1) 全要素生产率及其分解。Solow 对全要素生产率做了开创性研究工作,^[13]假设生产总是沿着技术前沿面进行,同时生产的规模报酬不变,得出全要素生产率增长完全由技术进步决定的论断。然而在实际生产过程中,由于企业管理水平和资源配置等因素影响,其研究假设并不完全成立。后来有学者对其进行了改进:Fare 等在假设生产规模报酬不变的情况下,^[14]放松生产总是沿着技术前沿面进行的假设,将全要素生产率的变动分解为技术进步(Technical Progress Efficiency, TPE)和技术效率(Technical Efficiency, TE)的变动,即全要素生产率的变动=技术进步×技术效率的变动;Banker 等放松了规模报酬不变的假设,^[15]假设生产单位在规模报酬可变的生产前沿上进行生产,将技术效率的变动进一步分解为纯技术效率(Pure Technical Efficiency, PTE)的变动和规模效率(Scale Efficiency, SE)的变动,即技术效率的变动=纯技术效率的变动×规模效率的变动。结合可发现,全要素生产率的变动=技术进步×纯技术效率的变动×规模效率的变动。

(2) 融资约束对技术进步效率的影响机理。企业技术进步需要不断进行后续投入,融资约束对其构成一种实实在在的硬约束。Savignac 研究发现融资约束抑制企业技术创新投入,^[16]从而降低企业生产效率。刘小玄等发现,^[17]没有融资支持的企业得不到足够的发展和生产技术创新的空间,生产率增长会趋于减缓。解维敏等认为,^[18]技术研发需要大量资金长期持续的投入,融资约束环境阻碍企业对外部资金的获取,最终降低技术进步效率。在融资约束程度较低时,企业除了通过改善组织、管理等方式优化其生产活动,也会通过调用其他资金来平滑技术进步投入,防止后续投入出现短缺和阻止技术进步效率的恶化。然而,企业可以用来平滑技术进步投入的资金、资源终究不可能无限供应。随着企业平滑资源的逐渐耗尽,如果融资约束仍然无法得到缓解,企业后续技术进步活动势必受到严重影响,最坏结局是所有技术进步后续投入被终止,技术进步效率也将随之出现恶化。夏良科认为,^[19]导致企业技术进步效率下降的因素主要包括技术吸收的欠缺、研发投入不足等。综上所述,融资约束与企业技术进步效率之间是一个负相关关系,即融资约束越高,企业的技术进步效率越低(见图1)。

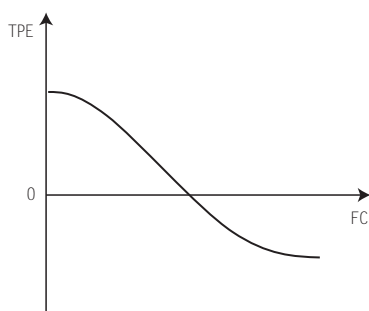


图1 FC-TPE变化特征

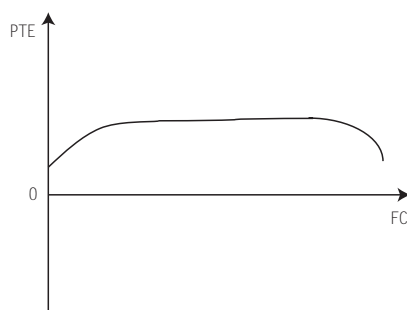


图2 FC-PTE变化特征

(3) 融资约束对纯技术效率的作用机理分析。其作用机理是融资约束迫使企业通过优化组织、改善管理等方式实现资源的充分节约或高效使用, 促进企业全要素生产率提高。Maietta 等指出,^[20] 委托代理问题等因素导致了企业非效率因素的存在, 当企业面临不太严重的融资约束时, 企业的有效应对策略是通过改善组织、管理等方式优化其生产活动, 改进存在的非效率因素。Sena 研究发现,^[21] 在受到融资约束时, 管理层有动机通过提高内部潜能克服融资约束的不利影响, 从而提升全要素生产率。可见, 融资约束影响纯技术效率的机理实质上是一种企业组织与管理进行优化的“集约”效应。随着企业融资约束程度的提高, “集约”效应会提高企业的纯技术效率, 但这种“集约”效应毕竟存在一个极限, 不能随着融资约束的提高而无限地提高纯技术效率。企业原来组织与管理非效率问题的严重程度决定了企业“集约”改进的绝对优化空间, 当企业“集约”改进优化到一定水平之后, 企业纯技术效率便很难继续提高。特别是, 融资约束持续增强超过某一个阈值时, 企业将因缺乏必要运转资金而导致企业组织、管理瘫痪, 原本得到改善的纯技术效率也将快速下降。融资约束对纯技术效率的影响变化特征如图 2 所示。

(4) 融资约束对规模效率的影响机理。企业存在规模经济和规模不经济, 在不存在融资约束或融资约束

特别低的情况下, 由于委托代理问题的存在及自由现金流较为充足的原因, 企业决策者更倾向于实施扩张战略, 导致企业的生产规模超过最优生产规模, 使全要素生产率低下; 随着融资约束的存在及增强, 促使企业决策层遵循由高到低“啄食顺序”的投资价值压缩生产规模, 结果规模效率逐渐增加并触及最优规模状态; 当融资约束更为严重时, 企业缺乏必要的资金实现最优生产规模, 陷入规模非经济状态。融资约束对规模效率的影响变化特征如图 3 所示。实践中, 由于企业融资约束环境存在较大差异, 具体的规模效率 (SE) 可能是图 3 中部分或全部变化特征, 如长期处于低融资约束环境, 融资约束—规模效率关系呈正相关关系 (图 3 临界值左侧变化特征); 如长期处于高融资约束环境, 融资约束—规模效率关系则呈负相关关系 (图 3 临界值右侧变化特征)。

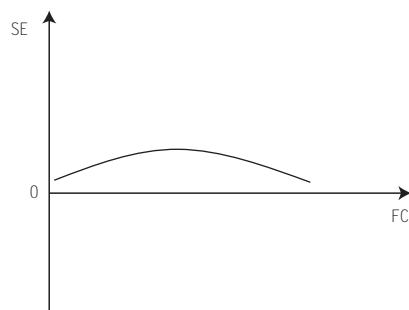


图3 FC-SE变化特征

(5) 融资约束影响全要素生产率的机理分析。上文分析得出, 全要素生产率三个分解效率与融资约束都有密切关系, 逻辑上融资约束对全要素生产率的影响取决于融资约束对全要素生产率三个分解效率影响的叠加, 其具体影响变化特征如图 4 所示。有两点需要指出的是: 第一, 实践中 FC-TFP 并非对称的倒 U 型关系, 具体形状取决于 PTE、TPE、SE 三者的强弱与持续对比关系。若 PTE 与 SE 的正增长作用相对于 TPE 的负增长效应持续越长, 则临界点 fc_0 越偏右; 反之, 若 TPE 与 SE 的负增长作用相对于 PTE 的正增长效应持续越长, 则临界点 fc_0 越偏左。第二, 图 4 刻画了不同融资约束程度对同一企业全要素生产率全过程影响特征, 对于某个观察期的特定样本来说, 所遭遇融资约束程度变化不一定覆盖全过程, 导致 FC-TFP 关系在观察中可能呈现出图 4 中部分或全部变化特征, 如样本企业在观察期处于低融资约束环境, FC-TFP 呈正相关关系 (图 4 临界值左侧变化特征); 如样本企业在观察期处于高融资约束环境, FC-TFP 则呈负相关关系 (图 4 临界值右侧变化特征); 如样本企业在观察期跨越了高一低融资约束环境,

FC-TFP 则呈倒 U 型关系 (图 4 整体变化特征)。

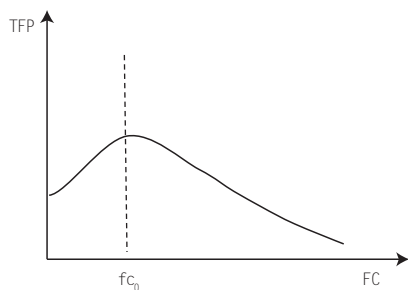


图4 FC-TFP变化特征

二、实证设计

1. 样本选择及数据来源

本文选取沪深两市 (2011-2017 年) 制造业上市公司为研究样本, 剔除 ST、数据缺失严重及年度数据缺失样本。选取该时间跨度主要出于两个方面的考虑: 一是党的十八大召开以来, 党和国家越来越认识到制造业对中国经济社会长足发展的极端重要性, 出台了《中国制造 2025》等重大政策与改革举措, 我们希望所选取数据能够完全覆盖十八大以来的中国制造业企业发展情况; 二是希望所选取数据尽可能反映当前情况, 而当前的最新年度公开数据只更新到 2017 年度, 至于 2018 年度公开数据尚在陆续披露过程中。最后得到 1057 家样本和 7399 个观测值构成的平衡面板数据, 数据均来自国泰安上市公司金融研究数据库。

2. 样本公司的聚类分析

(1) 要素密集维度的样本公司聚类分析。本文先用“固定资产占比”指标对全部样本进行聚类, 将该指标较高的样本归为资本密集型; 然后用“技术人员占比”指标对其余样本聚类, 将该指标较高的样本归为技术密集型, 剩余的归为劳动密集型。聚类结果是劳动密集型 635 家、资本密集型 263 家、技术密集型 159 家。

(2) 产权维度的样本公司聚类分析。本文直接采用国泰安上市公司金融研究数据库的国有和非国有产权属性进行分类。

(3) 规模维度的样本公司聚类分析。本文采用公司年末总资产的对数值指标对样本公司进行聚类, 将样本公司分为大型、中型、小型三类, 聚类结果是大型公司 280 家、中型公司 298 家、小型公司 479 家。

3. 实证模型的设定与变量定义

(1) 融资约束与企业全要素生产率非线性关系的验证模型。对于融资约束—全要素生产率非线性关系的验证拟采用面板门槛模型, 定义如下:

$$TFP_{it} = \mu_i + \beta_1 FC_{it} \times I(FC_{it} \leq \lambda_1) + \beta_2 FC_{it} \times I(\lambda_1 < FC_{it} < \lambda_2) + \dots + \beta_n FC_{it} \times I(FC_{it} > \lambda_n) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中, i 表示第 i 家企业, t 为年份, TFP_{it} 为企业的全要素生产率, FC_{it} 为企业融资约束, $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ 为相应的门槛值, ε_{it} 表示随机误差。

(2) 融资约束与企业全要素生产率关系的动态影响实证模型。由于融资约束与企业全要素生产率的相互影响存在滞后性, 本文拟用面板向量自回归 (PVAR) 方法实证两者的动态影响, 模型设定如下:

$$Z_{i,t} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j Z_{i,t-j} + \eta_i + \Phi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型 (2) 中, β_0 为常数项; β_j 为系数; $Z_{i,t}$ 为包括两个变量的向量 $\{FC_{i,t}, TFP_{i,t}\}$, 分别为 i 企业在 t 年的融资约束、全要素生产率变量; η_i 、 Φ_t 和 $\varepsilon_{i,t}$ 分别为时间效应向量、个体效应向量和随机扰动项。

4. 企业全要素生产率的测度

本文使用 Levinsohn 等的方法 (以下简称 LP 法) 测度企业全要素生产率。^[22]

(1) LP 法的回归模型构建和变量选取。根据 LP 法, 设定回归模型如下:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_k \ln K_{i,t} + \alpha_l \ln L_{i,t} + \alpha_1 \text{Age}_{i,t} + \alpha_2 \text{State}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

按照全要素生产率的含义可知: $\ln TFP_{i,t} = \alpha_0 + \varepsilon_{i,t}$, 于是 TFP 的绝对水平值为:

$$TFP_{i,t} = \ln Y_{i,t} - \alpha_k \ln K_{i,t} - \alpha_l \ln L_{i,t} - \alpha_1 \text{Age}_{i,t} - \alpha_2 \text{State}_{i,t} \quad (4)$$

式 (3) 和式 (4) 的变量取值方法为: 用公司“固定资产折旧+劳动者报酬+生产税净额+营业盈余”表示产出 Y ; 用公司“在职员工数当年均值”表示劳动力投入 L ; 用公司“固定资产净额当年均值”表示资本投入 K ; 用公司“营业成本+销售费用+管理费用+财务费用-当期计提折旧与摊销-支付给职工的工资”表示中间投入 M ; 控制变量选取公司年龄和产权属性。为了扣除价格因素对测算的影响, 营业收入、中间投入和固定资产净额都以 2011 年为基年, 分别按照国家统计局公布的工业品出厂价格指数、工业生产者购进价格指数和固定资产投资价格指数进行平减。此外对各变量进行 1% 缩尾处理。各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

(2) LP 法的回归结果。每家企业都有不同的技术条件, 理论上我们应该为每一个企业估计一个生产函数, 但这么做不太现实。因此, 我们假设同一要素密集型的制造业企业的生产模式较为相似, 用三个不同的生产函数分别去估算技术密集型、资本密集型和劳动密集型制造业企业的全要素生产率。根据 Levinsohn 等的研究思路,^[22] 代理变量 (Proxy) 为企业的中间投入 $\ln M$, 状态变量 (Capital) 为固定资产净额的对数 $\ln K$, 自由变

量 (Free) 为员工人数的对数 LnL、公司年龄 Age 和国有 State。LP 法的回归结果如表 2 所示。

表1 全要素测度模型中各变量描述性统计表

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
LnY	7399	20.040	1.261	17.319	23.627
LnM	7399	21.231	1.403	18.323	25.055
LnL	7399	7.873	1.114	5.517	10.965
LnK	7399	20.371	1.337	17.369	23.959
Age	7399	16.796	4.857	7.000	31.000

表2 LP法不同要素密集型企业的回归结果

TFP	全样本	资本密集型	技术密集型	劳动密集型
LnK	0.227*** (7.13)	0.360*** (4.06)	0.209*** (3.24)	0.243*** (5.54)
LnL	0.459*** (15.29)	0.444*** (8.58)	0.435*** (6.70)	0.412*** (10.85)
State	0.036 (1.30)	0.125** (2.04)	0.033 (0.49)	-0.019 (-0.36)
Age	0.003 (1.04)	0.011 (1.61)	0.007 (0.84)	0.000 (0.08)
N	7399	1841	1113	4445

注：括号内的是t值，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平，下同

由表 2 可以看出：①资本密集型、劳动密集型和劳动密集型企业的全要素生产率依次递减，说明资本投入对上述三者的全要素生产率影响依次递增；②资本密集型、技术密集型和劳动密集型样本的劳动弹性值依次递减，说明劳动投入对上述三者的全要素生产率影响依次递增。另外，变量 State 和 Age 的系数都是正数，说明企业的非国有属性和年龄对企业产出有正向促进作用。根据表 2 和测度公式 (4)，可得到全部样本企业各年度的全要素生产率。

5. 企业全要素生产率及其分解效率水平指数的测度

(1) 测度方法的选取。本文选择 DEA-Malmquist 指数法，将企业全要素生产率 TFP 的变动分解为技术进步 (TPE)、纯技术效率 (PTE) 变动和规模报酬 (SE) 变动三部分。参考 Fare 等学者的研究，^[14]t 和 t+1 期参照技术的 Malmquist 生产率水平指数如式 (5) 和式 (6) 所示：

$$M^t(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \frac{d_c^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_c^t(x_t, y_t)} \quad (5)$$

$$M^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \frac{d_c^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_c^{t+1}(x_t, y_t)} \quad (6)$$

为避免因时期选择不同而造成差异，本文进一步选取式 (5) 和式 (6) 的几何均值作为衡量从 t 期到 t+1 期生产率水平变化的 Malmquist 指数：

$$M^{t,t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \left[\frac{d_c^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_c^t(x_t, y_t)} \times \frac{d_c^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_c^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

对式 (7) 进行数学变换可得：

$$\begin{aligned} M^{t,t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) &= \frac{d_v^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_v^t(x_t, y_t)} \\ &\times \left[\frac{d_v^t(x_t, y_t)}{d_v^{t+1}(x_t, y_t)} \times \frac{d_v^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_c^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &\times \left[\frac{d_c^t(x_{t+1}, y_{t+1})/d_v^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_c^t(x_t, y_t)/d_v^t(x_t, y_t)} \right. \\ &\times \left. \frac{d_c^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})/d_v^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_c^{t+1}(x_t, y_t)/d_v^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \dot{PTE} \times \dot{TPE} \times \dot{SE} \end{aligned} \quad (8)$$

式 (5) - (8) 中， $\dot{PTE}$ 、 $\dot{TPE}$ 和 $\dot{SE}$ 分别表示技术进步、纯技术效率变动和规模效率变动。 (x_{t+1}, y_{t+1}) 和 (x_t, y_t) 分别表示 t+1 期和 t 期的投入和产出向量； d_c^t 和 d_c^{t+1} 分别表示以 t 时期技术 T^t 为参照，时期 t 和时期 t+1 期的距离函数。

(2) 企业全要素生产率及其分解效率水平指数的测度结果及分析。根据以上分析，本文运用统计软件 DEAP2.1 求得各年的技术进步变动、纯技术效率变动和规模效率变动的 Malmquist 指数。为分析方便，假定基年 (2011 年) 的技术进步 (TPE)、纯技术效率 (PTE)、规模报酬 (SE) 和全要素生产率 (TFP) 为 1，测得各样本企业在各年度 (2011-2017) 的全要素生产率及其分解效率水平指数值，其中全样本平均指数水平结果如表 3 所示。

表3 企业全要素生产率及其分解效率平均指数水平 (2011-2017)

年份	技术进步 指数TPE	纯技术效率 指数PTE	规模报酬 指数SE	全要素生产率 指数TFP
2011-2017	1.007	0.994	0.999	1.000
2011-2012	1.002	0.987	1.002	0.992
2012-2013	0.984	1.006	1.008	0.998
2013-2014	1.023	0.986	0.992	1.000
2014-2015	0.999	0.990	1.009	0.998
2015-2016	1.022	0.996	0.987	1.005
2016-2017	1.013	0.998	0.995	1.005

表 3 显示，我国制造业上市公司的全要素生产率 2011-2017 年几乎没有发生变化，虽然技术在进步，但是纯技术效率在下降，规模报酬效率也略微下降，说明该期间我国制造业上市公司的管理和组织能力处于下降状态，即使通过人才引进、先进设备引进和技术研发等方式产生的技术进步也不足以抵消纯技术效率下降的影响。

6. 企业融资约束的测度

学者们大多采用多指标构建融资约束指数方式测度企业融资约束，主要有 KZ 指数、WW 指数和 SA 指数三种方法。KZ 指数的构建思路溯源于 Kaplan 等，^[5]

后来根据其研究思路 Lamont 等学者选取营业现金流量、托宾 Q 值、资产负债率、股利支付率和现金持有量五个变量进行有序 Logit 回归,并用估计系数构造了融资约束 KZ 指数,^[23]KZ 指数越大说明企业受融资约束的程度越高。但在后续研究中,KZ 指数不断遭到质疑,Whited 等指出,KZ 指数含有内生性非常强的诸多财务指标干扰,用该指数衡量企业融资约束很容易失真,甚至还可能得出截然相反的研究结论。^[24]Livdan 等认为,KZ 指数混淆了企业财务困境与融资约束。^[25]随后,White 等具体选取标准普尔数据库 1975-2001 年的现金流与总资产比率(CF)、股利支付哑变量(DIVPOS)、长期负债与资产比率(TLTD)、总资产的自然对数值(LNTA)、企业所在的三位数细分行业销售收入增长率(ISG)和销售收入增长率(SG)六个变量的季度数据衡量企业融资约束情况,用结构投资模型构造了 WW 指数计算公式:^[24] $WW = -0.091 \times CF - 0.062 \times DIVPOS + 0.021 \times TLTD - 0.044 \times LNTA + 0.102 \times ISG - 0.0035 \times SG$,WW 指数越大说明受融资约束的程度越高。实际上,KZ 指数和 WW 指数存在一个共同弱点(均包含很多内生性财务指标)。为避免内生性干扰,Hadlock 等随机选取 1995-2004 年 407 家样本企业,^[26]首先按照财务状况将企业定性划分为五级融资约束类型,然后仅使用企业规模(Size)和企业年龄(Age)两个外生性很强的变量,利用 Ordered Probit 模型估计出 SA 指数计算公式: $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$,将其应用于更大样本量中。SA 指数值(非绝对值)越大,则企业融资约束程度越严重。由于 SA 指数法能够克服 KZ、WW 指数包含内生性财务指标的缺陷,很多学者直接使用上述 SA 指数公式测度企业融资约束。^[27,28]鉴于此,本文同时计算了 SA 指数和 WW 指数,所测度的 SA 指数和 WW 指数分布如表 4 所示。

表4 SA指数与WW指数的分布

分位数	1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%
SA 分位数值	-4.308	-4.117	-4.037	-3.908	-3.758	-3.630	-3.507	-3.431	-3.301
WW 分位数值	-1.184	-1.114	-1.079	-1.028	-0.973	-0.933	-0.903	-0.887	-0.859

我们以 SA 指数为衡量企业融资约束程度的基准指标,以 WW 指数为融资约束—全要素生产率关系的稳健性测试指标。

三、三个实证基础命题的检验

1. 制造业企业融资约束的风险必要定价命题检验

企业融资约束本质作用的充分发挥需要以金融市场机制的有效性为前提和基础。如果金融市场不能体现金融资源配置的“优质优价、劣质劣价”规律,则说明金

融市场存在某种程度的扭曲和市场失灵,也是企业融资约束问题是否需要政府行政干预的必要条件。为此,我们将不同维度样本企业的 FC 与 TFP 平均值进行整体和分年度匹配对比(见表 5)。

表5 不同维度样本企业的FC-TFP匹配对比

年度	变量 均值	要素密集维度			产权维度		规模维度		
		资本 密集	技术 密集	劳动 密集	国有	非国有	大型	中型	小型
2011-2017	TFP	8.572	12.341	11.918	11.109	11.170	11.329	11.194	11.016
	FC	-3.791	-3.741	-3.768	-3.802	-3.754	-3.792	-3.810	-3.732
2011	TFP	8.557	12.164	11.739	10.990	11.022	11.242	11.068	10.841
	FC	-3.666	-3.595	-3.635	-3.688	-3.611	-3.700	-3.675	-3.576
2012	TFP	8.374	12.172	11.731	10.920	10.984	11.152	10.973	10.845
	FC	-3.708	-3.645	-3.679	-3.728	-3.657	-3.734	-3.722	-3.625
2013	TFP	8.462	12.198	11.809	11.052	11.026	11.254	11.076	10.882
	FC	-3.752	-3.695	-3.725	-3.768	-3.706	-3.766	-3.771	-3.678
2014	TFP	8.485	12.345	11.891	11.056	11.139	11.279	11.185	10.968
	FC	-3.793	-3.746	-3.770	-3.804	-3.756	-3.795	-3.816	-3.732
2015	TFP	8.486	12.387	11.964	11.137	11.174	11.278	11.227	11.054
	FC	-3.834	-3.796	-3.816	-3.844	-3.805	-3.824	-3.859	-3.787
2016	TFP	8.717	12.508	12.097	11.191	11.381	11.454	11.357	11.214
	FC	-3.872	-3.836	-3.857	-3.878	-3.847	-3.849	-3.897	-3.838
2017	TFP	8.926	12.614	12.196	11.431	11.453	11.645	11.475	11.310
	FC	-3.910	-3.876	-3.895	-3.913	-3.888	-3.876	-3.932	-3.886

(1) 要素密集维度的匹配对比分析。2011-2017 年平均匹配情况为(见表 5): ①技术密集型企业 TFP 平均值(12.341) > 劳动密集型企业 TFP 平均值(11.918) > 资本密集型企业 TFP 平均值(8.572); ②资本密集型企业 FC 平均值(-3.791) < 劳动密集型企业 FC 平均值(-3.768) < 技术密集型企业 FC 平均值(-3.741)。不难发现,从要素密集维度来看,技术密集型企业整体 TFP 水平最高,对应的整体 FC 最严重,其中上海电气的 TFP 平均值为 14.108,超过技术密集型企业平均值(12.341),而其 FC 平均值为 -3.161,又比技术密集型企业 FC 平均值(-3.741)更严重;资本密集型企业整体 TFP 水平最低,对应的整体 FC 也最低,^①其中,阳煤化工的 TFP 平均值为 7.952,低于资本密集型企业 FC 平均值(8.572),而其 FC 平均值为 -4.037,比资本密集型企业 FC 平均值(-3.791)更宽松;劳动密集型企业整体 TFP 居中,对应的整体 FC 也居中。如进一步从分年度数据来看,其匹配结果与整体匹配结果完全一致。可见,对于技术密集型企业,其 FC-TFP 匹配结果体现的是“优质劣价”;对于资本密集型,其 FC-TFP 平均值匹配结果体现的是“劣质优价”。这可能与我国多年来注重追求数量与规模的发展理念,以及在金融资源配置中事实上存在较强的行政干预有很大关系。毕竟,地方政府采用行政干预方式将有限的金融资源重点配置于资本密集型企业更有利于当地 GDP 和税收增长。

(2) 产权维度的匹配对比分析。2011-2017 年平均匹配情况为(见表 5): ①非国有样本企业 TFP 平均值(11.170) > 国有样本企业 TFP 平均值(11.109); ②非国有样本企业 FC 平均值(-3.754) > 国有样本企业 FC 平均值(-3.802)。如进一步从分年度数据来看, 除 2013 年匹配结果正常以外, 其余年度匹配结果均与整体匹配结果完全一致。可见, 产权维度的匹配结果整体体现的是国有样本的“劣质优价”和非国有样本的“优质劣价”, 制造业企业融资约束的风险必要定价在产权属性维度有不同程度的扭曲, 其中国有企业铜陵有色的 TFP 平均值为 8.870, 低于国有企业平均值(11.109), 而其 FC 平均值为 -3.853, 比国有企业平均值(-3.802) 更宽松; 非国有企业三一重工的 TFP 平均值为 13.068, 高于非国有企业平均值(11.170), 而其 FC 平均值为 -3.462, 比非国有企业平均值(-3.754) 更严重。产权维度的匹配扭曲可能与追求政治正确有很大关联, 金融资源配置国有企业即使出现重大失误, 也往往因“肉烂在锅里”而减轻(甚至免除)追责, 特别是政治追责。

(3) 规模维度的匹配对比分析。2011-2017 年平均匹配情况为(见表 5): ①大型企业 TFP 平均值(11.329) > 中型企业 TFP 平均值(11.194) > 小型企业 TFP 平均值(11.016); ②中型企业 FC 平均值(-3.810) < 大型企业 FC 平均值(-3.792) < 小型企业 FC 平均值(-3.732)。不难发现, 大型企业整体 TFP 水平最高, 但对应的整体 FC 居中; 中型企业整体 TFP 水平居中, 但对应的整体 FC 最低。显然, 对于大型企业, 其 FC-TFP 平均值匹配结果体现的是“优质劣价”, 其中, 中国中车的 TFP 平均值为 13.295, 超过大型企业平均值(11.329), 而其 FC 平均值为 -3.082, 比大型企业平均值(-3.792) 更严重; 对于中型企业, 其 FC-TFP 平均值匹配结果体现的是“劣质优价”, 其中, 天润曲轴的 TFP 平均值为 9.405, 低于中型企业平均值(11.194), 而其 FC 平均值为 -3.915, 比中型企业平均值(-3.810) 更宽松; 对于小型企业, 其 FC-TFP 平均值匹配结果体现的是“劣质劣价”, 如四创电子的 TFP 平均值为 8.631, 低于小型企业平均值(11.016), 而其 FC 平均值为 -3.690, 比小型企业平均值(-3.732) 要严重。如进一步从分年度数据来看, 除 2011 年和 2012 年不存在任何规模维度扭曲以外, 其余年度的匹配结果与整体匹配结果完全一致。上述匹配结果说明, 相比较而言, 多年来我国大力推动解决中小企业“融资难”问题已取得实质性成效, 对于小型企业来说, “劣质劣价”表明其“融资难”问题已处于匹配“合理”状态; 而对于中型企业来说, “劣质优价”

则表明其“融资难”已处于“融资易”状态, 问题的解决实际上有些“过了头”。比如中型企业通富微电的 TFP 平均值为 8.021, 低于大型企业平均值(11.329) 和小型企业平均值(11.016), 而其 FC 平均值(-3.955) 要低于大型企业平均值(-3.792) 和小型企业平均值(-3.732)。

2. FC 与 TFP 变量的统计意义因果命题检验

检验 FC 与 TFP 变量是否构成统计意义上的因果关系是正确审视和评判制造业企业融资约束的前提与基础, 对于科学应对中国制造业融资约束问题具有重要作用。为此, 我们对全体样本企业进行格兰杰因果检验,^② 结果如表 6 所示。

表6 FC与TFP变量的格兰杰因果检验结果

假设	卡方统计量	概率	结论
FC 不是 TFP 的原因	18.355	0.000	拒绝
FC 和 TFP 不是 TFP 的原因	18.355	0.000	拒绝
TFP 不是 FC 的原因	24.147	0.000	拒绝
TFP 和 FC 不是 FC 的原因	24.147	0.000	拒绝

由表 6 可知, 对于全体制造业样本企业, FC 与 TFP 在统计学意义上不仅相关, 而且互为因果。从而在企业实际运行中, FC 与 TFP 并非单向传导, 而是存在互动关系。

3. FC-TFP 非线性关系检验

本文用门槛模型检验两者之间的非线性关系。

(1) 门槛值检验。根据 Wang 编写的面板门槛检验命令,^[29] 得到表 7 结果。

表7 FC和TFP门槛值检验结果

FC(SA指数)-TFP 门槛值检验结果				FC(WW指数)-TFP 门槛值检验结果		
门槛数	门槛值	F 值	P 值	门槛值	F 值	P 值
一重门槛	-4.020	29.19**	0.040	-1.116	44.20***	0.000
二重门槛	-4.197 -4.013	12.15	0.410	-1.116 -1.002	3.28	0.947

由表 7 可知, SA 指数变量在 5% 的显著性水平下存在单一门槛值 -4.02, 具体将 SA 指数分成 2 个区间, 在不同指数区间, FC 对 TFP 的影响不同。

(2) 回归结果。SA 指数与 TFP 非线性关系验证的门槛回归结果如表 8 所示。

由表 8 可知, 当 SA 指数低于 -4.02 时, 其对 FC 具有负向影响, 影响系数为 -1.630, 且在 1% 显著性水平下显著; 当 SA 指数高于 -4.02 时, 其对 TFP 仍然具有负向影响, 影响系数为 -1.601, 且在 1% 显著性水平下显著。回归结果表明, FC-TFP 呈现倒 U 型右边变化特征, 我国制造业样本企业近年来处于融资约束过度状态。可能是由于我国制造业转型升级进展较为缓慢, 整体盈利水平不佳, 导致自 2008 年美国次贷危机以来, 我国货币供给环境虽然整体上极为宽松, 但金融资源不

愿(这些年来,巨量金融资源更愿意也事实上“脱实入虚”进入了更有利可图的房地产等非实业领域)有效配置制造业,最终形成了我国货币供给“整体非常宽松”而制造业融资“非常紧张”的复杂金融环境。

表8 FC-TFP门槛模型回归结果

	TFP	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
FC(SA指数)-TFP 门槛模型回归结果	FC<-4.020	-1.630***	0.077	-21.290	0.000	-1.780	-1.479
	FC>-4.020	-1.601***	0.079	-20.340	0.000	-1.755	-1.447
	_cons	5.100***	0.296	17.250	0.000	4.520	5.680
FC(WW指数)-TFP 门槛模型回归结果	FC<-1.116	-4.426***	0.207	-21.400	0.000	-4.831	-4.020
	FC>-1.116	-4.642***	0.220	-21.080	0.000	-5.074	-4.210
	_cons	6.593***	0.216	30.560	0.000	6.170	7.016

(3)稳健性检验。我们将SA指数替换为WW指数,运用相同门槛模型进行稳健性检验。首先进行门槛值检验,检验结果表明,WW指数变量在1%的显著性水平下存在单一门槛值-1.116,具体将WW指数分成2个区间,在不同的指数区间,FC对WW指数的影响不同(表7右栏)。接下来进行门槛回归,回归结果如表8所示。由表8可知,当WW指数低于-1.116时,其对TFP具有负向影响,影响系数为-4.426,且在1%显著性水平下显著;当WW指数高于-1.116时,对TFP仍然具有负向影响,影响系数为-4.642,且在1%显著性水平下显著。回归结果表明,FC-TFP呈现稳健的倒U型右边变化特征。

四、FC-TFP的动态互动关系实证结果与分析

我们以LP法测度的TFP值为衡量企业全要素生产率的基准指标,以DEA-Malmquist指数法测度的TFP指数为FC-TFP动态关系的稳健性测试指标。

1. 主要变量的描述性统计

FC-TFP的PVAR模型变量描述性统计参见表9。

表9 FC-TFP的PVAR模型变量描述性统计

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
TFP	7399	11.149	1.659	4.684	14.888
TFP水平指数	7399	1.011	0.022	0.896	1.095
FC	7399	-3.770	0.210	-4.398	-3.040

2. 单位根检验

为防止因出现“伪”回归而影响脉冲响应和方差分解的稳定性,本文采用LLC、HT、Fisher-PP和Hadri LM检验法分别对变量进行单位根检验,结果见表10。由表10可知,FC-TFP的PVAR模型的变量原序列均平稳。

表10 FC-TFP的PVAR模型变量单位根检验结果

变量	LLC	HT	Fisher-PP	H-LM
TFP	-55.867***	-13.346***	75.642***	12.037***
TFP指数	-370.000***	-9.192***	44.436***	14.986***
FC	-290.000***	-3.546***	164.270***	19.670***

3. GMM估计分析

(1)最佳滞后阶数的确定。根据AIC、BIC和HQIC三个准则,确定FC-TFP基准与稳健性检验的PVAR模型最佳滞后阶数为1阶(见表11)。

表11 FC-TFP的PVAR模型最佳滞后阶数确定表

	Lag	AIC	BIC	HQIC
基准模型	1	-3.416*	-0.782*	-2.495*
	2	-3.313	-0.126	-2.186
	3	-3.034	1.030	-1.576
稳健性检验模型	1	-8.458*	-5.824*	-7.537*
	2	-8.309	-5.122	-7.183
	3	-8.317	-4.253	-6.859

注:*表示不同滞后阶数的信息准则最小值

(2)GMM估计结果。其GMM部分估计结果如表12所示。表12的基准模型栏显示,提高FC在滞后1期对TFP有负向抑制作用,对应的Z检验值为-4.28,在1%置信水平上显著;反之,如提高TFP,则在滞后1期将加大FC程度,对应的Z检验值为4.91,在1%置信水平上显著。同时,表12的稳健性检验模型栏也显示,FC与TFP水平指数也具有完全类似的GMM估计结果,说明FC与TFP的GMM估计结果非常稳健。

表12 FC-TFP的PVAR模型GMM估计结果

		被解释变量	
解释变量		TFP	FC
基准模型	L.TFP	0.625*** (11.05)	0.012*** (4.91)
	L.FC	-0.450*** (-4.28)	0.741*** (131.25)
		0.499*** (11.790)	0.784*** (13.490)
稳健性 检验模型	L.TFP	-0.023*** (-8.070)	0.731*** (190.340)
	L.FC		

注:括号内为Z检验值

4. 脉冲响应分析

脉冲响应分析旨在发现FC对TFP的冲击影响。图5与图6分别给出了FC-TFP的PVAR基准模型、FC-TFP水平指数的PVAR稳健性检验模型经由蒙特卡洛模拟800次的FC对TFP脉冲响应函数图。

图5显示,给FC一个标准差的冲击后,TFP在第0期便开始有负向反应,在第3期冲到最低约为-0.012,之后逐渐负向收敛(图5第二列左图),可见,当前FC对TFP有较明显的长短期负向抑制作用。说明制造业企业承受的FC程度存在过度情况,可能是这些年来我国M2增速虽然远超国际水平和GDP增速,货币供给整体非常宽松,但金融资源并没有同步进入制造业企业,而是主要“脱实入虚”进入了更有利可图的房地产等非实业领域,如年报数据显示,房地产行业龙头万科公司在2017年年末负债总额高达9786.73亿元,资产负债比例为83.981%。事实上,由于地方政府土地财政的依赖,

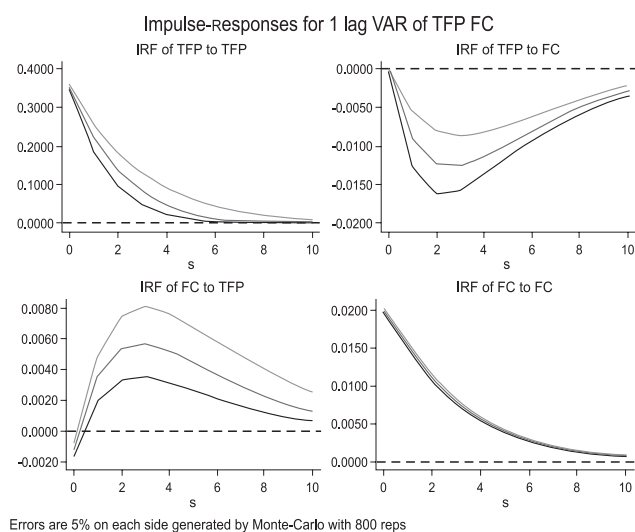


图5 PVAR基准模型的脉冲响应函数

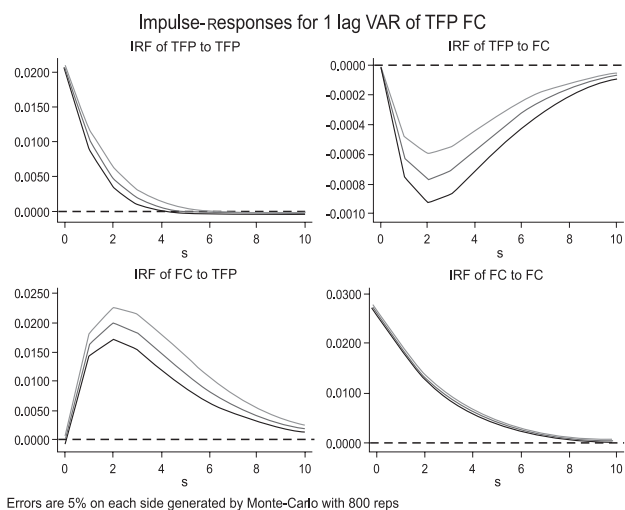


图6 PVAR稳健性检验模型的脉冲响应函数

这些年来“房住不炒”政策在各地方政府事实上并没有得到有效贯彻，大量金融资源涌入房地产领域，无疑从整体上挤占了我国制造业企业的金融资源正常供给。反之，给 TFP 一个标准差的冲击后，FC 在第 0 期有正向反应，然后会快速在第 3 期冲到最高约为 0.006，之后逐渐回落正向收敛（图 5 第一列右图）。

同时，图 6 显示 PVAR 稳健性检验模型的脉冲响应函数图（图 6 第二列左图、图 6 第一列右图）也与 PVAR 基准模型（图 5 第二列左图、图 5 第一列右图）完全类似，说明 PVAR 基准模型显示的 FC-TFP 动态互动关系稳健。可见，当前制造业企业如想高质量发展（提高 TFP），势必遭遇更高的融资约束。从而使当前制造业企业处于一种非常严峻的两难境地，即不提高企业发展质量会被时代淘汰“死亡”，而提高企业发展质量会因遭遇更高融资

约束而“死亡”更快。当前制造业企业的这种两难境地的形成原因虽说是多方面的，但与我国制造业企业自身转型升级缓慢无疑存在很大关联。我国政府倡导制造业企业实施转型升级战略虽然已有多年，也取得了一定成效，但整体进展缓慢导致我国制造业企业当前还主要集中分布在经济附加值较低的中低端制造区块或领域。结果虽然我国货币供给环境极为宽松，但金融机构和广大投资者在更好金融资源配置选择的情况下，纷纷远离制造业。所以，当前要实现制造业企业高质量发展，我国制造业企业必须迎难而上，加快转型升级提高自身素质。与此同时，我国金融资源也必须切实“脱虚入实”，对制造业企业加大金融资源配置支持力度。

5. 方差分解结果分析

FC-TFP 的基准与稳健性检验 PVAR 模型部分方差分解结果见表 13。表 13 显示，FC 对 TFP 的贡献度将逐渐增加，从第 1 期 0.0% 增加到第 5 期的 0.3%，以及第 10 期的 0.4%，然后稳定下来（表 13 第四列）。该结果也与 FC 对 TFP 水平指数的贡献度完全相同（表 13 第六列）；反之，TFP 对 FC 的贡献度将逐渐增加，从第 1 期 0.0% 增加到第 5 期的 10.7%，以及第 10 期的 14.7%，然后稳定下来（表 13 第三列）。但是该结果与 TFP 水平指数对 FC 的贡献度有较大差异，TFP 水平指数对 FC 的贡献度也是逐渐增加，具体从第 1 期 0.0% 增加到第 5 期的 44.7%，以及第 10 期的 48.8%，然后稳定下来（表 13 第五列）。可见，对于制造业企业来说，虽然 TFP 与 TFP 水平指数对 FC 的贡献度有着较大差异，但都表明 TFP 对 FC 影响弹性要远大于 FC 对 TFP 影响弹性。当前对 FC 程度要做比较大的幅度调整才能获取一定的 TFP 增长。

表13 FC-TFP的PVAR模型部分方差分解结果

	S	基础模型		稳健性检验模型	
		TFP	FC	TFP	FC
TFP	1	1.000	0.000	1.000	0.000
FC	1	0.004	0.996	0.000	1.000
TFP	5	0.997	0.003	0.997	0.003
FC	5	0.107	0.893	0.447	0.553
TFP	10	0.996	0.004	0.996	0.004
FC	10	0.147	0.853	0.488	0.512

五、FC-TFP 分解效率的动态互动关系实证结果与分析

本文用 TFP 分解效率水平指数来代表 TFP 分解效率。

1. 主要变量的描述性统计

TFP 的三个分解效率水平指数变量描述性统计如表 14 所示。

表14 TFP的三个分解效率水平指数变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
TPE	7399	1.011	0.022	0.896	1.095
PTE	7399	0.980	0.036	0.742	1.198
SE	7399	1.003	0.027	0.849	1.151

2. 单位根检验

采用 LLC、HT、Fisher-PP 和 Hadri LM 检验法分别对 TFP 的三个分解效率水平指数变量进行单位根检验, 具体结果如表 15 所示。

表15 PVAR模型的TFP分解效率水平指数变量单位根检验结果

变量	LLC	HT	Fisher-PP	H-LM
TPE	-52.290***	-13.919***	28.362***	15.932***
PTE	-190.000***	-14.659***	33.991***	11.040***
SE	-200.000***	-23.483***	45.956***	6.180***

由表 15 可知, FC-TFP 分解效率水平指数 PVAR 模型的变量原序列均平稳。

3. GMM 估计分析

(1) 最佳滞后阶数的确定。根据 AIC、BIC 和 HQIC 三个准则, 除 SE 变量的 PVAR 模型的最佳滞后阶数是 2 阶以外, 其余变量最佳滞后阶数均为 1 阶 (见表 16)。

表16 FC-TFP分解效率水平指数的PVAR模型最佳滞后阶数确定表

	lag	AIC	BIC	HQIC
TPE	1	-9.828*	-7.194*	-8.907*
	2	-9.792	-6.606	-8.666
	3	-9.718	-5.654	-8.260
PTE	1	-7.215*	-4.581*	-6.294*
	2	-6.716	-3.529	-5.590
	3	-7.001	-2.937	-5.543
SE	1	-3.418	-0.784	-2.498
	2	-8.342	-5.155*	-7.215*
	3	-8.581*	-4.516	-7.123

注: *表示不同滞后阶数的信息准则最小值

(2) GMM 估计结果。其 GMM 部分估计结果见表 17。表 17 显示: ①提高 FC 在滞后 1 期对 TPE 有负向抑制作用, 对应的 Z 检验值为 -17.16, 在 1% 置信水平上显著; 反之, 提高 TPE 则滞后 1 期的 FC 将加大, 对应的 Z 检验值为 13.490, 在 1% 置信水平上显著。前面已测算得出, 2011-2017 年我国制造业技术进步虽然取得了很大成效 (表 3), 但是表 17 结果也表明当前融资约束已严重制约了我国制造业人才、先进设备和技术研发等的进一步投入。技术进步是我国制造业高质量发展的基础动力, 当前乃至今后, 有必要通过适当方式对我国制造业技术进步投入加大金融资源配置。②提高 FC 在滞后 1 期对 PTE 有正向促进作用, 但对应的 Z 检验值为 0.56, 不具有统计学上的显著性; 反之, 提高 PTE 则滞后 1 期的 FC 将加大, 对应的 Z 检验值为 10.27, 在 1% 置信水平上显著。可见, 对于部分制造业企业来说,

当前提高 FC, 正如本文理论分析部分所指出的可以使企业通过优化组织、改善管理等方式促进企业全要素生产率提高, 但对于制造业企业整体来说, 这种内部“挖潜”空间已非常有限。③提高 FC 在滞后 1 期对 SE 有负向抑制作用, 但对应的 Z 检验值为 -0.69, 不具有统计学上的显著性; 比较意外的是, 提高 FC, 在滞后 2 期对 SE 有正向促进作用, 对应的 Z 检验值为 2.16, 在 5% 置信水平上显著; 反之, 如提高 SE 则滞后 1 期的 FC 将降低, 对应的 Z 检验值为 -6.74, 在 1% 置信水平上显著; 同时, 滞后 2 期的 FC 将降低, 对应的 Z 检验值为 -9.36, 在 1% 置信水平上显著。

表17 FC-TFP分解效率水平指数PVAR模型的GMM估计结果

被解释变量		TPE	FC
解释变量			
融资约束—技术进步效率水平指数 PVAR 模型	L.TPE	0.414*** (15.390)	0.572*** (13.490)
	L.FC	-0.097*** (-17.160)	0.835*** (93.260)
被解释变量		PTE	FC
解释变量			
融资约束—纯技术效率水平指数 PVAR 模型	L.PTE	0.648*** (8.440)	2.106*** (10.270)
	L.FC	0.006 (0.560)	0.431*** (14.660)
被解释变量		SE	FC
解释变量			
融资约束—规模效率水平指数 PVAR 模型	L.SE	0.361*** (5.520)	-0.758*** (-6.740)
	L.FC	-0.022 (-0.690)	1.104*** (17.710)
	L2.SE	0.169*** (5.220)	-0.508*** (-9.360)
	L2.FC	0.044** (2.16)	-0.272*** (-6.170)

4. 脉冲响应分析

(1) FC 对 TPE 的冲击影响。图 7 给出了 PVAR 模型经由蒙特卡洛模拟 800 次的 FC 对 TPE 脉冲响应函数图。由图 7 可知: ① FC 与 TPE 两者之间呈负相关关系, 给定 FC 一个标准差的冲击后, TPE 在第 0 期便开始有负向反应, 在第 2 期冲到最低约为 -0.003, 之后逐渐负向收敛 (图 7 第二列左图)。②反之, 给定 TPE 一个标准差的冲击后, FC 在第 0 期有正向反应, 然后会快速在第 2 期冲到最高约为 0.011, 之后逐渐回落正向收敛 (图 7 第一列右图)。可见, 当前制造业企业面临的融资约束已阻碍了技术进步效率提高; 如想提高技术进步效率, 势必遭遇更高的融资约束。

(2) FC 对 PTE 的冲击影响。图 8 给出了 PVAR 模型经由蒙特卡洛模拟 800 次的 FC 对 PTE 脉冲响应函数图。由图 8 可知, FC 与 PTE 两者之间呈相互促进的正向强化关系, 具体为: ①给定 FC 一个标准差的冲击后,

PTE 在第 0 期便开始有正向反应, 在第 2 期冲到最高约为 0.0004, 之后逐渐回落正向收敛 (图 8 第二列左图), 这一结果与本文理论分析部分所得出的作用机理结论相吻合 (图 2)。②反之, 给定 PTE 一个标准差的冲击后, FC 在第 0 期有正向反应, 然后会快速在第 2 期冲到最高约为 0.045, 之后逐渐回落正向收敛 (图 8 第一列右图)。

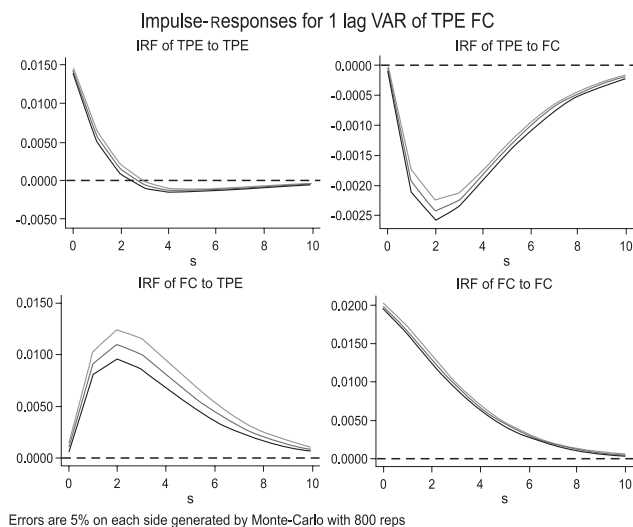


图7 FC-TPE的PVAR模型脉冲响应函数

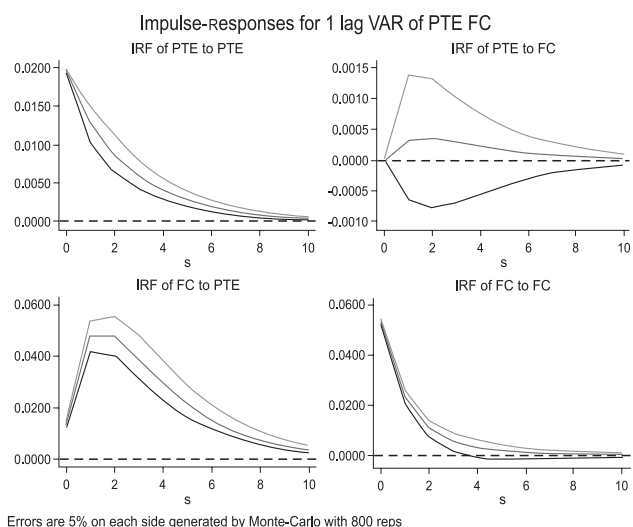


图8 FC-PTE的PVAR模型脉冲响应函数

(3) FC 对 SE 的冲击影响。图 9 给出了 PVAR 模型经由蒙特卡洛模拟 800 次的 FC 对 SE 脉冲响应函数图。

图 9 显示：①在前期，FC 对 SE 有负向冲击影响，但在后期呈正向提升作用。具体是，给定 FC 一个标准差的冲击后，SE 在第 0 期便开始有负向反应，在第 1 期冲到最低约为 -0.0006，之后逐渐回升，在第 1 期和第 2 期之间与 0 线相交转向正向影响，然后在第 5 期冲到最高约为 0.0011，之后逐渐回落正向收敛 (图 9

第二列左图)；②反之，给定 SE 一个标准差的冲击后，FC 在第 0 期便开始有负向反应，在第 3 期冲到最低约为 -0.041，之后逐渐负向收敛 (图 9 第一列右图)。对于 FC 对 SE 的影响，我们需要辩证地看待。在短缺经济时代，“速度或数量”是第一位的，寻求融资约束对规模效率的正向促进作用是该时代的使命和追求，当然最好的融资约束状态是边际变化率为 0 (即最优规模) 的临界状态。但在当前“高端产能严重不足或缺失”与“中低端产能严重过剩”并存的新经济时代，则要进一步分析，如果是高端产能则是寻求融资约束对规模效率的正向促进作用，如果是中低端产能，融资约束对规模效率的负向阻碍或拖累作用则不见得是坏事，甚至还是我们所期待的理想关系，因为这种关系状态将迫使企业摒弃传统中低端产能规模，更注重高质量发展，依靠品质取胜。

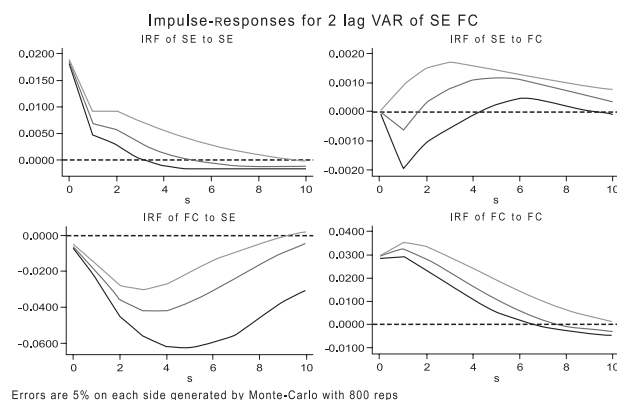


图9 FC-SE的PVAR模型脉冲响应函数

5. 方差分解结果分析

FC-TFP 的基准与稳健性检验 PVAR 模型部分方差分解结果见表 18。

表18 FC-TFP分解效率PVAR模型的部分方差分解结果

FC-TPE变量的 PVAR模型				FC-PTE变量的 PVAR模型				FC-SE变量的 PVAR模型			
S		TPE	FC	S		PTE	FC	S		SE	FC
TPE	1	1.000	0.000	PTE	1	1.000	0.000	SE	1	1.000	0.000
FC	1	0.003	0.997	FC	1	0.059	0.941	FC	1	0.042	0.958
TPE	5	0.932	0.068	PTE	5	0.999	0.001	SE	5	0.995	0.005
FC	5	0.276	0.724	FC	5	0.667	0.333	FC	5	0.601	0.399
TPE	10	0.920	0.080	PTE	10	0.999	0.001	SE	10	0.985	0.015
FC	10	0.306	0.694	FC	10	0.692	0.308	FC	10	0.700	0.300

表 18 显示：第一，FC 对 TPE 的贡献度逐渐增加，从第 1 期 0.0% 增加到第 5 期的 6.8%，以及第 10 期的 8% (表 18 第四列)；反之，TPE 对 FC 的贡献度逐渐增加，从第 1 期 0.3% 增加到第 5 期的 27.6%，以及第 10 期的 30.6% (表 18 第三列)；第二，FC 对 PTE 的贡献度逐渐增加，从第 1 期 0.0% 增加到第 5 期的 0.1%，之后稳定下来 (表 18 第八列)；反之，PTE 对 FC 的贡献度逐渐增加，从第 1 期 5.9% 增加到第 5 期的 66.7%，

以及第10期的69.2%(表18第七列);第三,FC对SE的贡献度逐渐增加,从第1期0.0%增加到第5期的0.5%,以及第10期的1.5%(表18第十二列);反之,SE对FC的贡献度逐渐增加,从第1期4.2%增加到第5期的60.1%,以及第10期的70%(表18第十一列)。可见,TFP的三个分解效率对FC的影响弹性远大于FC对TFP分解效率的影响弹性。当前对FC程度要做较大幅度调整才能实现较低的TFP分解效率增长。

六、研究结论与政策建议

1. 研究结论

金融资源是一种稀缺性资源,本质上,企业融资约束(FC)是市场机制配置金融资源的一种内在要求,是金融市场对融资企业资产质地的一种风险必要定价。有效的金融市场中,不同的资产质地必然对应着不同的FC程度,FC“合理”与否不能从其绝对数值本身来评判,需要从历史方位的时代使命中探寻具体评判标准。在数量型高速增长阶段,评价制造业企业FC“合理与否”的标准是速度标准和规模标准,但在追求高质量发展的新阶段,FC“合理与否”的评判标准则已转变为FC是促进还是拖累了全要素生产率(TFP)提高。

理论上,FC对TFP存在三条传导影响路径:一是FC通过迫使公司优化组织、改善管理等方式影响纯技术效率(PTE);二是FC通过制约公司的生产规模影响规模效率(SE);三是通过作用公司人力资本、技术和设备的投入强度影响技术进步效率(TPE)。FC对TFP的影响取决于TPE、PTE及SE三个影响的叠加,在全过程上呈现倒U型关系,但在实践中,对于某个特定观察期的特定企业样本来说,所遭遇FC变化不一定覆盖了全过程,FC-TFP可能呈现出完整倒U型关系或倒U型关系的部分(如仅包括倒U型左边或右边部分)变化特征。本文统计检验表明,FC本质作用的发挥在某些维度受到了不同程度的扭曲,同时所有类型中国制造业样本企业近年来处于融资约束过度状态,FC-TFP仅呈现倒U型右边变化特征。在FC对中国制造业不同类型企业TFP的动态影响方面,本文实证表明FC与TFP相互影响,互为因果。一方面,当前FC抑制了TFP的提高;另一方面,制造业企业如提高TFP,还将承受更强的FC。按照新时代的高质量发展衡量标准,当前所有制造业样本企业FC已经过度,并且TFP对FC影响弹性要远大于FC对TFP的影响弹性。当前对FC程度要做较大幅度调整才能获取一定的TFP增长。

2. 政策建议

政府与社会需要大力推动市场机制的有效性建设,

既不能在市场机制有效时强制要求金融部门为制造业企业配置不受约束的低廉金融资源,也不能在市场机制存在明显扭曲时不予干预。由于在金融资源配置的市场机制存在明显扭曲,不同维度的制造业企业的相对融资约束程度存在差异,对不同维度制造业企业的融资约束缓解政策重点也宜有所区别:对于不同要素密集维度企业,要重点缓解技术密集型企业融资约束程度;对于不同产权属性维度企业,要重点缓解非国有企业融资约束程度;对于不同规模属性维度企业,要重点缓解大型企业融资约束程度,以尽快纠正上述类型企业FC-TFP呈“优质劣价”的匹配结果。对于其他类型企业,虽然存在FC-TFP呈相对的“劣质优价”匹配结果,但融资约束程度整体上处于过度状态,也需进行必要的融资约束程度缓解。当前乃至今后金融宏观调控与监管部门在出台相关政策时需要密切关注制造业企业融资约束的TFP效用边界。对于制造业企业来说,当前即便遇到一时的不合理融资约束,也必须顺应时代要求努力提高TFP。因为,不断推进市场机制有效性建设在我国是大势所趋,而有效的金融市场中,发展“质量”好的企业将根本不存在融资约束困扰。本文研究对象虽然只针对制造业企业,但得出的结论也有助于重新审视和评判中国非制造业实体企业的融资约束问题。

参考文献

- [1] Ataulloh, A., Goergen, M., Le, H.. Insider Trading and Financing Constraints. *Financial Review*, 2014, 49(4): 685-712.
- [2] Modigliani, F., Miller, M. H.. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 1958, 48(3): 261-297.
- [3] Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen, B. C.. Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 19(1): 141-195.
- [4] Myers, S. C., Majluf, N. S.. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do not Have. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2): 187-221.
- [5] Kaplan, S. N., Zingales, L.. Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [6] Almeida, H., Campello, A.. Financial Constraints and Investment-cash Flow Sensitivities: New Research Directions. *Twelfth Annual Utah Winter Finance Conference*, 2002.
- [7] 陈作华, 方红星. 融资约束、内部控制与企业避税. *管理科学*, 2018, 31(3): 125-139.
- [8] 李扬. “金融服务实体经济”辨. *经济研究*, 2017, (6): 4-16.
- [9] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究. *中国工业经济*, 2018, (4): 5-18.
- [10] 任保平, 李禹墨. 新时代我国高质量发展评判体系的构建及其转型路径. *陕西师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2018, (5): 105-113.

- [11] 贺晓宇, 沈坤荣. 现代化经济体系、全要素生产率与高质量发展. 上海经济研究, 2018, (6): 25-34.
- [12] 黄速建, 肖红军, 王欣. 论国有企业高质量发展. 中国工业经济, 2018, (10): 19-41.
- [13] Solow, R. M.. Technical Change and the Aggregate Production Function. Review of Economics and Statistics, 1957, (3): 312-320.
- [14] Fare, R., Grosskopf, S., Norris, M., Zhang, Z.. Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries. American Economic Review, 1994, 84(1): 66-83.
- [15] Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W.. Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiency in Data Envelopment Analysis. Management Science, 1984, 30(4): 1078-1092.
- [16] Savignac, R.. The Impact of Financial Constraints on Innovation: Evidence from French Manufacturing Firms. MSE Working Paper, No. 06042, 2006.
- [17] 刘小玄, 吴延兵. 企业生产率增长及来源: 创新还是需求拉动. 经济研究, 2009, (7): 45-54.
- [18] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入. 金融研究, 2011, (5): 171-183.
- [19] 夏良科. 人力资本与 R & D 如何影响全要素生产率——基于中国大型工业企业的经验分析. 数量经济技术经济研究, 2010, (4): 78-94.
- [20] Maietta, O. W., Sena, V.. Financial Constraints and Technical Efficiency: Some Empirical Evidence for Italian Producer's Cooperative. Annals of Public and Cooperative Economics, 2010, 81(1): 21-38.
- [21] Sena, V.. The Determinants of Firms' Performance: Can Finance Constraints Improve Technical Efficiency? European Journal of Operational Research, 2006, 172(1): 311-325.
- [22] Levinsohn, J., Petrin, A.. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservable. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [23] Lamont, O., Polk, C., Saa-Requejo, J.. Financial Constraints and Stock Returns. Review of Financial Studies, 2001, 14(2): 529-554.
- [24] Whited, T., Wu, G.. Financial Constraints Risk. Review of Financial Studies, 2006, 19(2): 531-559.
- [25] Livdan, D., Horacio, S., Lu, Z.. Financially Constrained Stock Returns. Journal of Finance, 2009, 64(4): 1827-1862.
- [26] Hadlock, C., Pierce, J.. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index. Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [27] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性. 经济研究, 2013, (1): 4-16.
- [28] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗——基于微观视角的理论和实证分析. 金融研究, 2015, (8): 124-140.
- [29] Wang, Q.. Fixed-effect Panel Threshold Model Using Stata. The Stata Journal, 2015, 15(1): 121-134.

注释

- ① 这可能与资本密集型制造业企业当前存在大量“僵尸企业”, 即我国中低端产能严重过剩的重灾区有很大关联, 我国当前大力推进的供给侧结构性改革实际上与此也有很大关系。
- ② 格兰杰因果检验前的平稳性检验、滞后阶数的确定等必要工作参见后文实证结果与分析部分。

Is the Financing Constraint of the Current Manufacturing Enterprises Excessive or Insufficient: The Review and Judgment Based on the Requirements of High Quality Development

Xiao Shuguang¹, Peng Wenhao², Huang Xiaofeng²

1. National Economic Research Center, Guangdong University of Finance & Economics; 2. The Faculty of Economics, Guangdong University of Finance & Economics

Abstract Manufacturing enterprises are the important micro foundation of China's economic development, and financial constraints (FC) is a difficult problem that has puzzled Chinese manufacturing enterprises for many years. Over the years, scholars have done a lot of research on financing constraints based on the inertial thinking that financing constraints hinder enterprises and economic growth. This paper re-explores them from the perspective of the essence of financing constraints and the core requirements of high-quality development (improving total factor productivity). Firstly, this paper analyses the essence of enterprise financing constraints, and holds that enterprise financing constraints are essentially an inherent requirement of market mechanism to allocate financial resources. "The better the quality of assets, the smaller the degree of financial constraints or the difficulty of financing; conversely, the reverse" is the need to optimize the allocation of financial resources. Secondly, this paper explores the internal mechanism of financing constraints affecting the total factor productivity of enterprises in theory, and points out the financing constraints have an inverted U-shaped influence on the whole process of enterprise total factor productivity, and the excessive or insufficient financing constraints will lead to the disaster of production efficiency. Finally, based on the samples of all manufacturing listed companies in the Shanghai Stock Exchange and Shenzhen Stock Exchange from January 1, 2011 to December 31, 2017, as well as the effective measurement of total factor productivity and financing constraints, this paper makes a comprehensive use of the empirical research methods such as threshold model and PVAR, and draws the following conclusions: ① The essential role of financing constraints is distorted in some dimensions; ② the financing constraints of current manufacturing sample enterprises have been excessive, And if manufacturing enterprises improve total factor productivity, their financing constraints will be more serious. The conclusion of the study has a strong practical significance for correctly judging and scientifically dealing with the current financing constraints of manufacturing industry in China.

Key Words The New Era; High Quality Development; Manufacturing Enterprises; Financing Constrains; Total Factor Productivity