

融资约束与产出效率损失

——基于中国工业企业的数据分析

葛 鹏¹, 干春晖², 李思龙³

(1. 上海财经大学 国际工商管理学院, 上海 200433; 2. 上海海关学院, 上海 201204;
3. 上海财经大学 金融学院, 上海 200433)

摘要: 融资约束能够带来多大程度产出效率损失, 一直是学术界探讨的重要问题。以衡量资源配置效率的经典模型——Hsieh and Klenow 的模型为基础, 结合龚关等提出的规模报酬改变的约束条件, 对 Hsieh and Klenow 的模型进行了改良, 将融资约束引入该模型来计算产出效率损失。借鉴 Hadlock(2010) 和 Baker(2003) 研究融资约束的 SA 指标和 KZ 指标, 对其比较分析后得到更适合中国的 KZ 指标。在此基础上, 将 KZ 指标引入 Hsieh and Klenow 模型, 对不同行业内企业按照融资约束程度分组, 推导出各行业内部因融资约束导致的全要素生产率差值 ρ 和总体产出效率损失值。主要有以下结论: (1) 发现在规模报酬可变的情况下, 我国资源配置效率从 2005 年出现恶化, 配置效率损失呈现“U”型的变化趋势; (2) 得出了融资约束产生的各行业内部效率损失情况; (3) 计算得出 2004—2007 年间融资约束给我国工业企业带来了 32% ~ 38% 的总产出效率损失。

关键词: 融资约束; 资本错配; 全要素生产率; 工业企业; 产出损失

中图分类号: F222; F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2017)01-0037-12

一、引言

我国经济已经保持了 36 年平均每年 9.7% 的增长速度, 在全球范围内创造了举世瞩目的“中国奇迹”。但是, 在全球金融危机之后, 伴随着全球经济的周期性下行, 我国的经济增长也出现了减速换挡。经济增长由原来的高速增长转向中高速增长, 进入经济的新常态。但是, 相对于全球经济的周期性减速, 我国新常态下经济增长的主要特征是结构性减速^[1]。比较优势的逐渐丧失、资源配置效率扭曲、创新能力不足、环境污染加剧和企业融资环境恶化等结构性问题导致了我国当前出现了一定程度的产出效率损失, 拖累了经济的高速增长。特别是目前企业融资环境恶化产生的一系列融资约束问题, 抑制了企业的产出效率, 对我国的经济持续增长产生直接的负面影响。如果能够化解这一结构性问题, 我国长期的经济增长趋势依然能够保持。但是, 融资约束究竟带来了多大的产出下降和效率损失呢? 现在还未有相关研究给予解答。

在过去我国经济高速增长的三十多年里, 资源配置效率的改善已经对全要素生产率的提高和产出

收稿日期: 2016-07-11; 修回日期: 2016-11-25

作者简介: 葛鹏(1983—), 男, 山东高密人, 上海财经大学国际工商管理学院博士研究生, 研究方向为产业经济; 干春晖(1968—), 男, 江苏常熟人, 上海海关学院教授, 博士生导师, 研究方向为产业经济学; 李思龙(1985—), 男, 山东枣庄人, 上海财经大学金融学院博士研究生, 研究方向为公司金融。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(批准号 14ZDA021)

的增长做出了重要的贡献^[2],尤其是企业融资约束的放松,如银行市场化^[3]和金融契约效率提高^[4]等,都显著地改善了资源配置效率,促进了经济增长。尽管如此,融资约束仍然从各个方面影响着我国的经济增长和效率增进。融资约束会导致资源错配,使低效率企业更容易得到融资,从而带来大量的生产效率损失,放缓我国产业结构升级的进程;融资约束还会通过抑制企业的研发创新导致大量的产出及效率损失;同时融资约束也会钝化企业的进入和退出,阻碍资源的有效配置,使熊彼特意义上的“创造性毁灭”转变成为“无效率毁灭”^[5-7]。那么,融资约束导致了多大程度的产出下降和效率损失呢?

本文期望在衡量资源错配的经典模型——Hsieh & Klenow^[5]模型(以下简称HK模型)的基础上进行分析。之前国内对此模型的运用只就资源错配来分析产出效率损失,未能将其他相关影响因素引入模型中,本文将基于融资约束对此模型进行改良。结合龚关等^[2]规模报酬改变的约束条件,借鉴Hadlock *et al.*^[8]和Baker *et al.*^[9]研究融资约束的SA指标和KZ指标,对其比较分析后得到更适合中国的KZ指标。将KZ指标引入HK模型,通过对不同行业内企业融资约束程度的分组,计算出各行业内部因融资约束导致的全要素生产率差值 ρ 和所有行业由融资约束造成的总体产出效率损失值。得到以下结果:(1)发现在规模报酬可变的情况下,我国资源配置效率从2005年开始恶化,配置效率损失具有“U”型的变化趋势;(2)得出了各行业内部效率损失情况,用 ρ 值表示;(3)计算出2004—2007年间融资约束给我国工业企业带来了32%~38%的总产出效率损失。

二、文献回顾与现实背景

目前有诸多文献通过不同模型来测量一国的产出效率损失状况,其中HK模型是最为经典的测算模型,Hsieh & Klenow^[5]利用微观企业的数据测算了1998—2005年中国相对于美国的产出效率损失情况,工业企业全要素生产率损失30%~50%,2005年的产出损失则为86%。随后邵宜航等^[6]、韩剑等^[10]、靳来群^[7]和陈林等^[11]运用HK模型,基于规模报酬不变的假设,从不同角度测度了我国的产出效率损失情况。但是分析的总体结果有所差异,邵宜航等^[6]、韩剑等^[10]和陈林等^[11]认为由于金融市场扭曲、政府干预和行政垄断等因素,中国工业企业资源错配的效率损失从1998年开始先下降后上升,而靳来群^[7]则认为虽然行政垄断和政府干预依然存在,但是中国工业企业资源错配却在逐年下降。龚关等^[2]在HK模型基础上,放松了其规模报酬不变的假设,得出1998—2007年这十年间资源错配导致的产出效率损失在30%~57%之间,而由资本错配带来的效率损失有10.1%。由此可见目前对于中国工业企业资源错配的度量还未有一致性结论。

融资约束对资源错配和全要素生产率的影响在美国次贷危机和欧债危机之后渐成研究热点,但是目前还存在一定争议。Amaral & Quintin^[12]、Midrigan & Xu^[13]和D'Erasmus & Moscoso-Boedo^[14]等认为信贷市场缺陷以及融资约束对全要素生产率(TFP)存在显著影响,会产生资源的错配,带来产出效率损失。但是Xu^[15]通过对融资约束和资源错配的研究,认为融资约束对全要素生产率(TFP)没有影响。而国内王林辉和袁礼^[16]从资本错配的角度分析了我国的产出效率损失情况,认为我国1978—2010年的潜在产出损失在21%~30%;鄢萍^[17]则通过模拟矩方法分析了融资问题造成企业产出损失的情况,但是并未分析国家总体的全要素生产率损失。因此到目前国内还未有文献从融资约束角度对我国的产出效率损失情况进行全面分析,本文将弥补这一缺失。

融资约束(Financial Constraint)是度量企业外部融资难易程度的指标。衡量融资约束的指标目前主要有KZ指标、WW指标和SA指标^[6],但是这些指标都是基于美国企业的财务状况设定的,还未有学者构建起适合中国国情的融资约束指标,本文将通过对比分析选取适合中国的融资约束指标。

国内已有少数学者研究企业与行业的融资约束对全要素生产率的影响^[18-19],发现融资约束会抑制生产率的提高,导致产出效率的损失。同时全要素生产率越高的企业越容易得到贷款,其面临融资约束的程度也越小。融资约束的放松会进一步影响企业的规模扩大和技术创新,带动企业生产效率的提高。融资约束高的企业,其生产率水平将显著低于融资约束低的企业。在市场竞争的过程中,放松融资约束会使经

济资源和生产份额逐渐配置和转移到生产率水平更高的企业中,会产生大幅度的资源配置效率改善和全要素生产率提高,经济增长也会相应提升。本文将从理论与实证方面来分析各行业融资约束是否会导致生产效率损失差异以及这种效率损失是否具有行业异质性,并测算产出效率损失程度。

三、理论分析

(一) 融资约束

融资约束是指企业的外部融资受到约束的程度,主要体现在融资主体是否能筹集到足够的金额和融资主体为筹集资金所付出的融资成本上,它受金融市场的完善程度、资本市场环境以及企业自身财务状况的影响。目前学术界对融资约束的测度方法比较多,但尚无统一测度标准。考虑到企业资金需求主要用于投资,企业的投资现金流量与融资约束高度相关。大部分文献对融资约束的定量研究主要依据与融资相关的企业财务指标。根据企业的经营现金流以及现金存量决定企业对外融资规模,企业的财务杠杆率决定了企业的财务状况,企业的对外融资程度用杠杆率来表征,杠杆率较高的企业对外融资难度较大。也有基于对上市企业的分析研究,发现公司的成长性对融资约束影响较大,运用衡量企业未来成长性的托宾 Q 值来分析融资约束与企业成长性的关系。另外还有研究发现企业的市场占有率、销售增长率也对企业的对外融资难易程度有一定的影响。

Kaplan & Zingales^[20]采用 48 个公司的样本,将定量和定性的指标加入到投资对融资约束的敏感性研究中,分析了公司融资约束和现金流量、现金余额、现金分红、杠杆率、托宾 Q 等六个变量的关系。为了进一步构建适合大样本的融资约束指标,Lamont *et al.*^[21]在 Kaplan and Zingales^[20]的研究基础上构建了度量企业融资约束的 KZ 指标:

$$KZ_{it} = -1.002 \frac{CF_{it}}{A_{it-1}} - 39.368 \frac{DIV_{it}}{A_{it-1}} - 1.315 \frac{C_{it}}{A_{it-1}} + 3.139LEV_{it} + 0.283Q_{it} \quad (1)$$

其中 $\frac{CF_{it}}{A_{it-1}}$ 为现金流和前期资产比值, $\frac{DIV_{it}}{A_{it-1}}$ 是现金分红和前期资产比值, $\frac{C_{it}}{A_{it-1}}$ 为现金余额和前期资产比值, LEV_{it} 是杠杆率, Q_{it} 是托宾 Q 值。Baker *et al.*^[9]在 Lamont *et al.*^[21]的基础上构建了去掉托宾 Q 值的 KZ 指标:

$$KZ_{it} = -1.002 \frac{CF_{it}}{A_{it-1}} - 39.368 \frac{DIV_{it}}{A_{it-1}} - 1.315 \frac{C_{it}}{A_{it-1}} + 3.139LEV_{it} \quad (2)$$

为了克服内生性,Hadlock and Pierce^[8]采用 Kaplan and Zingales^[20]的定性方法,将样本分为无融资约束(NFC)、可能无融资约束(LNFC)、潜在融资约束(PFC)、可能融资约束(LFC)和融资约束(FC)共 5 组,并分别对每组赋值 1~5,数值越高表示融资约束越大。在对样本分组的基础上,控制住 KZ 指标的其他变量,分别研究每组变量融资约束的程度。在所有变量中,只有公司规模和成立时间是外生的,而且这两个变量与融资约束程度显著相关。在控制住外生变量公司规模和成立时间的条件下,只有现金流量和杠杆率是显著相关的,其他变量之间都没有显著相关性。由于现金流量和杠杆率是内生的,受公司规模和成立时间的影响,故最终选取公司规模和成立时间来衡量融资约束,衡量指标即 SA 为:

$$SA_{it} = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age \quad (3)$$

本文对融资约束指标的选取采用 Hadlock and Pierce^[8]的 SA 指标和 Baker *et al.*^[9]的 KZ 指标。

(二) 资本错配和全要素生产率

融资约束会妨碍资本的积累,影响企业的全要素生产率(TFP),进而导致资本错配,造成产出的损失。同时融资约束又会因全要素生产率的不同而有所改变^[18]。本文采用 Hsieh and Klenow^[5]度量资源配置效率的方法来衡量资本错配和全要素生产率(TFP)。借鉴龚关等^[2]放宽规模报酬不变的假设,在 Klenow(2006)的基础上进行改善,并延续这个思想来构建模型。

模型假设只有一个代表性最终产品,有 S 个行业,每个行业中厂商的数量为 M_s ,则总产出为:

$$Y = \prod_{s=1}^S Y_s^{\theta_s} \quad (4)$$

其中 θ_s 为 Y_s 的产出弹性, 可将 Y_s 理解为不同行业的产出, 而不同行业对最终产品的产出弹性为 θ_s 。令行业产出品 Y_s 价格为 P_s , 最终产品价格为 P , 根据 Cobb-Douglas 函数性质, 可得:

$$P_s Y_s = \theta_s P Y \quad (5)$$

由于最终产品为计价对象, 故可令 $P = 1$ 。假定行业总产量满足 CES 加总:

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (6)$$

令每个厂商的生产函数为:

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{\beta_s} \quad (7)$$

其中 Y_{si} 、 A_{si} 、 K_{si} 和 L_{si} 分别表示 s 行业中 i 厂商的产出、技术、资本和劳动投入, α_s 和 β_s 分别为资本和劳动的产出弹性, 若 $\alpha_s + \beta_s = 1$, 则规模报酬不变; 若 $\alpha_s + \beta_s > 1$, 则规模报酬递增。目前多数文献运用规模报酬不变的假设, 测算结果存在明显差异, 因此本文将借鉴龚关等^[2]的方法采取规模报酬可变的假设进行测算。

考虑到企业处于非完全竞争市场, 故厂商产品价格 P_s 为行业总需求 Y_s 的函数, 厂商利润为:

$$\pi_{si} = (1 - \tau_{Y_{si}}) P_s Y_{si} - \omega L_{si} - (1 + \tau_{K_{si}}) R Y_{si} \quad (8)$$

其中 π_{si} 为企业 i 的利润, ω 和 R 分别为工资和无风险利率, $\tau_{Y_{si}}$ 和 $\tau_{K_{si}}$ 分别为产出扭曲率和资本额外租金率。龚关等^[2]认为企业没有产出扭曲, 但存在劳动配置扭曲, 企业的经营效率不仅受资源配置扭曲的影响, 还要受地区、外在环境以及自身的经营管理水平即企业异质性的影响, 而异质性更多地通过 $\tau_{Y_{si}}$ 来体现。所以本文仍采用 Klenow (2006) 的方法, 用 (8) 式表示厂商利润。

通过求解一阶条件式可求得 $\tau_{Y_{si}}$ 和 $\tau_{K_{si}}$:

$$\tau_{Y_{si}} = 1 - \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\omega L_{si}}{\beta_s P_s Y_{si}}; \tau_{K_{si}} = \frac{\alpha_s}{\beta_s} \frac{\omega L_{si}}{R K_{si}} - 1 \quad (9)$$

由于价格不可直接观察得到, 我们将企业层面的全要素生产率分为 $TFPR_{si}$ 和 $TFPQ_{si}$ ^[22], $TFPR_{si}$ 为包含价格的全要素生产率, $TFPQ_{si}$ 为不包含价格的全要素生产率:

$$TFPQ_{si} = A_{si} = \frac{Y_{si}}{K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{\beta_s}}; TFPR_{si} = P_s A_{si} = \frac{P_s Y_{si}}{K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{\beta_s}} \quad (10)$$

由一阶条件及 (10) 式可推得:

$$TFPR_{si} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{\alpha_s + \beta_s} \left(\frac{MRPK_{si}}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left(\frac{MRPL_{si}}{\beta_s} \right)^{\beta_s} (P_s Y_{si})^{1 - \alpha_s - \beta_s} \quad (11)$$

从 (11) 式可以看出, 影响每个企业的 $TFPR_{si}$ 的不仅有企业的资本和劳动的边际产出价值, 还有行业的规模报酬。因此, 即使不存在资本配置扭曲和产出扭曲的情况, 同行业每个企业的资本和劳动的边际产出价值相等, 而且等于行业的资本和劳动的边际产出价值, 由于 $\alpha_s + \beta_s \neq 1$, 也会导致企业之间及企业和行业的 $TFPR$ 不同。对每个行业 s 而言, 如果行业劳动投入为 L_s , 资本投入为 K_s , 则劳动和资本的边际产出等于产出的边际产品价值, 故有:

$$\overline{MRPL_s} = \frac{\omega}{\tau_{L_s}}; \overline{MRPK_s} = \frac{R}{\tau_{K_s}} \quad (12)$$

其中 $\overline{MRPL_s}$ 和 $\overline{MRPK_s}$ 分别为行业劳动和资本的边际产出价值, τ_{L_s} 和 τ_{K_s} 分别为行业劳动和资本的产出效率。由于每个行业总的产出效率为行业内所有企业总的产出和理论产出的比值, 故有:

$$\tau_{L_s} = \sum_{i=1}^{M_s} \left((1 - \tau_{Y_{si}}) \frac{P_s Y_{si}}{P_s Y_s} \right); \tau_{K_s} = \sum_{i=1}^{M_s} \left(\frac{1 - \tau_{Y_{si}}}{1 + \tau_{K_{si}}} \frac{P_s Y_{si}}{P_s Y_s} \right) \quad (13)$$

由 (12) 式、(13) 式可得行业资本和劳动的边际产出价值为:

$$\overline{MRPK_s} = \frac{R}{\sum_{i=1}^{M_s} \left(\frac{1 - \tau_{Y_{si}} P_s Y_{si}}{1 + \tau_{K_{si}} P_s Y_{si}} \right)}; \overline{MRPL_s} = \frac{\omega}{\sum_{i=1}^{M_s} \left((1 - \tau_{Y_{si}}) \frac{P_s Y_{si}}{P_s Y_s} \right)} \quad (14)$$

则每个行业的劳动和资本分别为:

$$K_s = \sum_{i=1}^{M_s} K_{si} = K \frac{\alpha_s \theta_s / \overline{MRPK_s}}{\sum_{s'} \alpha_{s'} \theta_{s'} / \overline{MRPK_{s'}}}; L_s = \sum_{i=1}^{M_s} L_{si} = L \frac{\beta_s \theta_s / \overline{MRPL_s}}{\sum_{s'} \beta_{s'} \theta_{s'} / \overline{MRPL_{s'}}} \quad (15)$$

最终可得行业的全要素生产率为:

$$TFP_s = \left[\sum_{i=1}^{M_s} \left(TFP_{R_{si}} \frac{A_{si}}{TFPR_{si}} \right)^{\sigma-1} \right]^{1/(\sigma-1)} \quad (16)$$

至此,除了规模报酬因素外,我们所推导的模型结果基本与 Hsieh and Klenow^[5] 相同。考虑到不同行业的规模报酬水平不同^[3],采用 OP 半参数方法估计产出弹性 α_s 和 β_s ^[23]。

四、数据选取与实证分析

(一) 数据选取与处理

为了克服宏观分析的缺陷,本文采用的是中国国家统计局调查的 2004—2007 年的工业企业数据。为了研究中国制造业全要素生产率(TFP)并便于与 Hsieh and Klenow^[5] 研究结果进行对比分析,我们对原始数据进行了处理,剔除了非制造业企业和年产值小于 500 万元的企业。本文选取的变量有:成立时间、行业代码、企业法人代码、控股情况、雇佣人数、出口额、固定资产净值、固定资产原值、企业名称、原材料投入、企业法人代表、行政区域代码、新产品产值、产出、电话号码、主要产品、利润、收入、街道、镇、行业类型、工业增加值、村、工资、邮政编码。由于许多企业经常改名,而且企业法人代码存在重复,为了更好地在时间维度上对企业进行比较,本文参考了 Brandt *et al.*^[24] 的方法对原始数据进行了处理,采用 2004—2007 年数据构建了非平衡面板数据。

本文按照我国制定的国家标准《国民经济行业分类与代码》[GB/T4754-2002] 中行业分类的四位数行业(共计 480 个行业)对工业企业数据库中的制造业进行分类。

由于劳动报酬在工业增加值中所占比重为 26%,本文根据 Hsieh and Klenow^[5] 的方法按照国民经济核算中劳动报酬所占比重 50% 进行调整。对工业增加值以工业品出厂价格指数进行平减,劳动报酬使用 CPI 进行平减,资本调整采用 Brandt *et al.*^[24] 的方法,根据 $RK_{it} = 0.91 \times RK_{it} + (NK_{it} - NK_{it-1}) \times 100/p_t$ 进行折算,其中 RK_{it} 为实际资本(1993 年为基年), NK_{it} 为名义资本存量, p_t 为 Brandt-Rawski investment deflator 指数。由于 p_t 到 2006 年截止,2007 年用国家统计局指数对其替代。

为了研究制造业企业面临的融资约束,我们选取 2004—2007 年的中国工业企业数据进行分析,这些数据包括固定资产净值、成立时间、投资现金流量、经营现金流量、总资产、长期借款等。由于 SA 指标和 KZ 指标都是以美国企业为研究样本,考虑到美国和中国的差异,仅用包含企业规模及成立时间的 SA 指标研究中国企业可能并不合理,本文用 SA 指标和 KZ 指标进行对比分析。

我们所用模型不同于 Hsieh and Klenow^[5] 模型,并不要求企业规模报酬不变。因此,首先我们采用 OP 方法^[23] 对行业的资本产出弹性 α_s 和劳动产出弹性 β_s 进行估计。由于缺少投资额数据,我们用中间投入替代投资额,估计模型为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_a \text{Age}_{it} + \beta_s \text{State}_{it} + \beta_e \text{EX}_{it} + \sum_m \delta_m \text{Year}_m + \sum_n \lambda_n \text{Reg}_n + \sum_k \zeta_k \text{Ind}_k + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中 i 代表企业, t 代表时间, Y_{it} 代表工业增加值, K_{it} 和 L_{it} 分别为企业固定资产和从业人员规模, Year_m 、 Reg_n 和 Ind_k 分别是企业年份、地区和行业的虚拟变量, Age 表示企业的年龄, State 表示企业是否为国有企业, EX 是企业是否参与出口活动的虚拟变量, ε_{it} 表示在生产函数中无法体现的随机干扰以及测量误差等。从估计结果可以看出,只有烟草业呈现规模报酬递增趋势($\alpha_s + \beta_s = 1.21$),饮料制造业和印刷业规模效应比较显著,其他行业呈现规模效应递减趋势,而且资本的产出弹性普遍偏低(0.25 左右),只有烟草制品业资本产出弹性较高(0.41),除了印刷行业外估计结果与龚关等^[2] 所得结论基本一致。

(二) 全要素生产率及产出效率分析

为了进一步分析资本配置扭曲对 TFP 的影响,我们首先对模型参数进行设定。Hsieh and Klenow^[5] 认为竞争性制造业的替代弹性一般为 3 ~ 10,为了便于分析,本文选择 $\sigma = 3$ 。另外,考虑到不同利率水平并不影响产出效率分析,因此本文令 $R = 0.1$,并求出每年的实际利率水平。

我们要研究的主要问题并不是企业层面的 TFPQ,我们更关注行业资本错配导致的产出效率损失。

假定不存在资本配置扭曲及产出扭曲,则所有企业资本与劳动的边际产品价值必然相等,由 (11) 式、(12) 式和(16) 式可得行业的 TFP_s:

$$\bar{A}_s = \overline{TFP}_s = \left[\sum_{i=1}^{M_s} \left(A_{si} \left(\frac{P_s Y_s}{P_{si} Y_{si}} \right)^{1-\alpha_s-\beta_s} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (18)$$

由(4) 式可得出总产出 Y 和行业全要素生产率 TFP_s 的关系:

$$Y = \prod_{s=1}^S (TFP_s K_s^{\alpha_s} L_s^{\beta_s})^{\theta_s} \quad (19)$$

假定不存在产出扭曲和资本配置扭曲,有效产出 Y_{efficient} 满足:

$$Y_{efficient} = \prod_{s=1}^S (\bar{A}_s K_s^{\alpha_s} L_s^{\beta_s})^{\theta_s} \quad (20)$$

通过对比实际产出和有效产出可以得出资本配置扭曲和产出扭曲带来的产出损失,由(16) 式、(19) 式和(20) 式可得产出效率为:

$$\frac{Y}{Y_{efficient}} = \prod_{s=1}^S \left[\sum_{i=1}^{M_s} \left(\frac{A_{si}}{\bar{A}_s} \times \frac{TFPR_s}{TFPR_{si}} \right)^{\sigma-1} \right]^{\theta_s/(\sigma-1)} \quad (21)$$

(21) 式表示在没有资本配置及产出扭曲情况下的产出效率,理论上表示,如果改进资本配置、改善企业管理水平和经营能力时产出将提升的程度。若资本配置不存在扭曲,行业内所有企业的资本边际产出相等,并且等于行业的资本边际产出价值,即 $MRPK_{si} = \overline{MRPK}_s$,此时有效的行业全要素生产率为:

$$\bar{A}_{s, capital} = \left[\sum_{i=1}^{M_s} \left(A_{si} \left(\frac{\overline{MRPL}_s}{MRPL_{si}} \right)^{\beta_s} \left(\frac{P_s Y_s}{P_{si} Y_{si}} \right)^{1-\alpha_s-\beta_s} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (22)$$

资本错配带来的产出损失为:

$$\frac{Y}{Y_{efficient, capital}} = \prod_{s=1}^S \left[\sum_{i=1}^{M_s} \left(\frac{A_{si}}{\bar{A}_{s, capital}} \times \frac{TFPR_s}{TFPR_{si}} \right)^{\sigma-1} \right]^{\theta_s/(\sigma-1)} \quad (23)$$

定义增长潜力 $\Delta Y_{potential}$ 为当制约增长的因素得到改善后,增加的产出与实际产出的比值^[1] 则:

$$\Delta Y_{potential} = \left(\frac{Y_{efficient}}{Y} - 1 \right) \times 100\% \quad (24)$$

表 1 2004—2007 年的中国产出增长潜力及资本配置扭曲带来的产出效率损失 单位%

基于 2004—2007 年的中国制造业企业数据计算的总体生产增长潜力及资本配置扭曲带来的产出效率损失结果如表 1。

年份	2004	2005	2006	2007
生产增长潜力	80.6	77.6	81.7	85.4
资本错配带来的效率损失	26.9	26.0	27.2	26.9
规模报酬不变时的增长潜力	101.2	97.4	103.3	109.6

数据来源:作者计算。

从表 1 可以看出,计算结果与 Hsieh and Klenow^[5] 以及龚关等^[2] 的结果基本一致。2004—2007 年中国的总产出效率具有先下降后上升的趋势,除了资本配置扭曲和产出扭曲造成产出效率降低外,规模不经济也是一个显著的原因。通过对比分析规模报酬不变时的增长潜力和实际产出增长潜力得出,规模不经济的因素约占 20%。但是规模经济并不会彻底改变其趋势,同样,规模报酬不变的效率损失也具有先下降后上升的趋势,这与邵宜航等^[6]、韩剑等^[10] 和陈林等^[11] 得出的结论基本一致,具有一定的稳健性。中国工业企业资源错配带来的效率损失具有“U”型的趋势,从 2005 年起资源错配的情况出现恶化,而金融改革的滞后和融资约束是导致趋势恶化的直接原因。因此我们将进一步分析这一现象,分析是否由于融资约束导致资本错配到低效率的企业。

(三) 微观企业层面的融资约束分析

Strahan and Weston^[25]以及 Peek and Rosengren^[26]分析发现银行更倾向于为大企业融资,而在中国这种现象更加明显;同时银行为企业融资也存在一定的行业选择性,在政府的推动下银行更愿意为国家政策支持的行业中具有国有背景的企业融资。这主要是由于中国国有企业有着特殊的地位,与政府关系紧密,而商业银行多数也具有国有背景,因此国有企业融资相对于民营企业更加便利,支付的成本也较低,融资约束较小。如果不将国有企业和行业加以区分,模糊企业所有权属性,将导致研究分析跟现实差距过大,缺乏真实性和说服力。另外,外资企业多由国外母公司进行注资,港澳台企业的融资环境也区别于大陆企业,其外部融资方式比大陆企业更加多样化,受外部宏观经济环境影响较大。因此,本文将根据企业的所有权属性将企业分为国有企业、外资企业、港澳台企业、非国有企业进行研究。为了检验 SA 和 KZ 指标对中国企业融资约束分析的适用性,本文将分企业所有权属性、地域和行业研究分析所有企业面临的融资约束程度,由此来选取适合我国的融资约束指标。

本文对融资约束的研究主要基于 Kaplan and Zingales^[20]的思想,选取对融资约束有显著影响的指标,用企业微观数据计算企业的融资约束指标值,然后按指标值进行分位数研究。按 33% 分位数将企业分为有融资约束(FC)、可能有融资约束(LFC)、无融资约束企业(NFC)三种类型,分别赋值 3、2、1,数字越大表示企业面临的融资约束越大。根据前文分析,融资约束采用 Hadlock and Pierce^[8]的 SA 指标和 Baker et al.^[9]的 KZ 指标:

$$SA_{it} = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age \quad (25)$$

$$KZ_{it} = -1.002 \frac{CF_{it}}{A_{it-1}} - 39.368 \frac{DIV_{it}}{A_{it-1}} - 1.315 \frac{C_{it}}{A_{it-1}} + 3.139 LEV_{it} \quad (26)$$

其中,本文 Size 选取企业资产的实际价值的对数值, Age 为企业成立时间到当前时间的年数。CF 为投资现金流量、DIV 为现金分红、C 为现金存量、LEV 为杠杆率、A 为总资产,由于中国企业进行现金分红并不常见,故本文令 DIV 为零。考虑到 1998—2003 年没有现金流量表,为了更好地比较 KZ 和 SA 指标,我们选取 2004—2007 年的数据进行企业融资约束分析。

通过计算得出各个企业的 SA 和 KZ 指标值,然后对每个年份的融资约束指标值从小到大进行排序,以 33% 和 66% 分位数进行分组,将企业的融资约束(FC)进行赋值,1 表示无融资约束,2 表示可能有融资约束,3 表示有融资约束。目前对国内企业融资约束的衡量较多采用 SA 和 KZ 指标。本文用企业的 FC 值比较分析不同地区的企业融资约束状况,然后选取适合国内状况的融资约束度量指标。

产业的地域分布和各个省区经济发展状况及政策差异也是各省企业融资约束程度不同的原因。从表 2 可以看出 SA 指标和 KZ 指标在衡量地域融资约束方面差异也

表 2 2004—2007 年不同地域融资受约束企业所占比重 (%)

融资约束指标	年份	西藏自治区	海南省	陕西省	河北省	甘肃省	湖南省	青海省	江西省	内蒙古自治区
SA	2004	16.85	22.68	22.78	25.17	26.85	36.99	37.04	38.54	40.12
	2005	16.13	24.89	24.20	26.91	28.47	40.12	31.69	45.65	39.99
	2006	14.44	26.33	26.50	28.18	24.14	38.41	32.54	46.06	43.95
	2007	16.98	26.52	24.75	29.01	27.79	37.09	32.93	44.48	43.15
融资约束指标	年份	福建省	浙江省	广东省	江苏省	山东省	贵州省	青海省	陕西省	云南省
KZ	2004	20.19	23.25	24.80	27.27	29.83	47.87	51.47	52.31	54.51
	2005	20.12	23.03	25.87	28.34	25.86	46.70	53.81	49.20	50.49
	2006	20.12	20.67	28.21	23.35	24.78	47.75	48.48	45.50	48.88
	2007	19.51	19.69	27.21	21.34	25.65	42.36	46.38	42.77	46.48

数据来源:作者计算。

比较大。KZ 指标显示东部发达地区融资受约束程度较低,而西部不发达地区融资受约束程度较高。而 SA 指标在衡量地域融资约束方面并没有呈现明显的特征,融资约束最低的西藏、海南省、陕西省和甘肃省是西部不发达地区,而融资约束程度较高的青海省、内蒙、江西省同样为发达程度不高的地区。这主要是由于 SA 指标取决于企业规模及成立时间,不发达地区企业较少,国企或资源开发型企业较

多,故融资受约束程度呈现不规律性。而 KZ 指标更多地跟财务状况有关,更能有效反映一个地区的经济及市场的发达程度,因此,经济发达的浙江省、广东省、江苏省和山东省的融资约束程度明显较低,而经济落后的西部省份贵州省、青海省、陕西省和云南省的融资约束程度较高。

由此看来, KZ 指标比 SA 指标更适合中国的经济及市场运行实际状况, KZ 指标所衡量的企业融资约束程度符合工业企业所面临的融资约束实际状况。因此,本文将用 KZ 指标分析融资约束对全要素生产率的影响。

(四) 融资约束对行业全要素生产率的影响

融资约束使企业无法筹集到生产投资所需的资本,最终使得资本无法按照边际产出最大化原则在企业间配置。融资约束低的企业更容易获得资本投入,但是生产效率低的企业容易融资会使这些企业缺乏成长所需的“自生能力”,并导致企业过度投资,资本边际产出低于最优水平,产生资本的错配。这类企业主要是一些落后的大型企业及国有企业。而一些中小规模企业例如高科技企业难以融资,无法扩大生产规模和增加资本投入来进行技术改进和创新,资本的边际产出高于最优边际产出,生产效率难以提高。本文将对比分析融资约束高的企业和融资约束低的企业所带来的全要素生产率差异以及社会总产出水平的差异,从而得出融资约束影响全要素生产率的程度。

由于每个企业面临的融资约束程度不同,所以无法在企业间比较融资约束带来的全要素生产率损失。因此我们将根据融资约束程度对行业内企业进行分类,再分析行业内部有融资约束企业和无融资约束企业全要素生产率的差异,得出融资约束对行业全要素生产率的影响程度。

假定 S 行业内融资约束企业的数量为 $M_{s'}$, 没有融资约束的企业数量为 M_s , 中间企业数量为 $M_{\bar{s}}$, 则有 $M_{s'} + M_s + M_{\bar{s}} = M_s$, 其中 S' 表示行业 S 中有融资约束的企业组, \hat{s} 为没有融资约束的企业组, \bar{s} 为中间企业组。则根据(11)式和行业全要素生产率公式,可得 S 行业中受约束部分企业的包含价格的全要素生产率:

$$TFPR_{s'} = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^{\alpha_s + \beta_s} \left(\frac{MRPK_{s'}}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left(\frac{MRPL_{s'}}{\beta_s} \right)^{\beta_s} (P_{s'} Y_{s'})^{1 - \alpha_s - \beta_s} \quad (27)$$

S 行业中总产出价值满足下式:

$$P_{s'} Y_{s'} = \sum_{i=1}^{M_{s'}} P_{si} Y_{si} \quad (28)$$

其劳动和资本的边际产出满足:

$$\overline{MRPK}_{s'} = \frac{R}{\sum_{i=1}^{M_{s'}} \left(\frac{1 - \tau_{Y_{si}} P_{si} Y_{si}}{1 + \tau_{K_{si}} P_{si} Y_{si}} \right)}; \quad \overline{MRPL}_{s'} = \frac{\omega}{\sum_{i=1}^{M_{s'}} \left((1 - \tau_{Y_{si}}) \frac{P_{si} Y_{si}}{P_{s'} Y_{s'}} \right)} \quad (29)$$

由 $TFPR_{s'} = \frac{P_{s'} Y_{s'}}{K_{s'}^{\alpha_s} L_{s'}^{\beta_s}}$ 和 $TFP_{s'} = \frac{Y_{s'}}{K_{s'}^{\alpha_s} L_{s'}^{\beta_s}}$ 可得, S 行业中融资受约束部分的全要素生产率为:

$$TFP_{s'} = \eta_s^{1/(\sigma-1)} \left[\sum_{i=1}^{M_{s'}} \left(A_{si} \frac{TFPR_{s'}}{TFPR_{si}} \right)^{\sigma-1} \right]^{1/(\sigma-1)} \quad (30)$$

其中 $\eta_s = P_{s'} Y_{s'} / P_s Y_s$, 同样可推出同一个行业中不存在融资约束的企业的全要素生产率 TFP_s 。通过两种情况下同一行业全要素生产率的对比,可得到衡量融资约束造成的行业全要素生产率损失的 ρ 值:

$$\rho = \frac{TFP_s - TFP_{s'}}{TFP_s} \quad (31)$$

通过计算 480 个四位数行业中融资约束产生的全要素生产率损失,发现在 480 个四位数行业中 92% 以上受融资约束企业全要素生产率明显低于不受融资约束的企业, 8% 的受融资约束的企业全要素生产率高于不受融资约束的企业。融资约束造成的全要素生产率损失 ρ 为负值的行业如表 3 所示。

由表 3 我们发现受融资约束的企业全要素生产率高于不受融资约束企业 ($\rho < 0$) 的行业,多为关系国家命脉的行业,如航天器制造 (-2.898 7)、武器弹药制造 (-2.632 40)、飞机制造及修理 (-1.036 8) 等,

这些行业涉及国防、国家信息安全及国民生活基础,所以国家垄断程度较高,不以效率的提升为首要目标,而以国家安全为第一目标。因此剔除这些特殊行业并不影响对融资约束与产出效率损失关系的研究。在此也看出国家通过融资政策保护一些关键性行业特别是战略性行业的发展。

表4中列出了四位数行业中由于融资约束导致的全要素生产率损失最大和最小的十个行业,其中效率损失最大的是银冶炼(0.8355)、制镜及类似品加工(0.7663)、电影机械制造(0.7347)、露天游乐场所游乐设备制造(0.7312)、毛皮服装加工(0.7146)等。这些行业内企业融资约束放松可有很大的效率提升空间。我们再分析全要素生产率受融资约束影响较小的行业($\rho < 0.05$)共有7个,分别是原油加工及石油制品制造(0.0486)、其他稀有金属冶炼(0.03)、印制电路板制造(0.03)、卷烟制造(0.0272)、炼钢(0.01)、家用制冷电器具制造(0.01)、电子真空器件制造(0.0023),这些行业融资约束放松提升效率的空间很小。

为了进一步反映融资约束对行业全要素生产率的影响程度,我们对四位数制造业分位数根据 ρ 的大小进行排序分组,基本符合正态分布,如表5。从表5可以看出融资约束对行业全要素生产率造成的损失主要集中在(0.2, 0.7)区间内,其占行业总数的80%

以上 ρ 小于0.7的行业占有行业比重的90%以上,效率损失较大的如银冶炼(0.8355)、制镜及类似品加工(0.7663)、电影机械制造(0.7347)、露天游乐场所游乐设备制造(0.7312)、毛皮服装加工(0.7146)等,只占有所有行业的4%左右。由此可见融资约束导致企业全要素生产率的损失在行业中的分布比较平均,但是其影响程度随行业不同而不同。

按照480个四位数行业分类,分别观察融资约束对行业全要素生产率的影响,融资约束造成生产效率降低比较显著,主要集中在0.2~0.7。考虑到每个行业的规模及行业内企业数量存在差异,融资约束对社会总体全要素生产率的影响并没有体现出来,为了进一步分析融资约束造成的社会总产出效率损失,我们将通过对产出加总,计算分析有融资约束和没有融资约束的所有企业的总产出损失。

表3 2004—2007年 ρ 值为负的四位数行业

行业	ρ	行业	ρ
航天器制造	-2.8987	涤纶纤维制造	-0.2895
武器弹药制造	-2.6324	平板玻璃制造	-0.2208
飞机制造及修理	-1.0368	航空、航天及其他专用设备制造	-0.2095
雷达及配套设备制造	-1.0112	水泥制造	-0.1872
盐加工	-0.8175	云母制品制造	-0.1455
味精制造	-0.806	导航、气象及海洋专用仪器制造	-0.1076
氮肥制造	-0.7245	口腔科用设备及器具制造	-0.0809
铸币及贵金属制实验	-0.537	动物胶制造	-0.0628
室用品制造	-0.4053	无机碱制造	-0.0647
核燃料加工	-0.3969	人造纤维(纤维素纤维)制造	-0.0393
汽车整车制造	-0.3936	其他合成纤维制造	-0.0224
广播电视节目制作及发射设备制造	-0.3882	水轮机及辅机制造	-0.0178
化纤浆粕制造	-0.293	锡冶炼	-0.0016
涤纶纤维制造			

表4 480个四位数制造业行业中2004—2007年效率损失最大和最小的10个行业

行业	效率损失平均值	行业	效率损失平均值
银冶炼	0.8355	电子真空器件制造	0.0023
制镜及类似品加工	0.7663	家用制冷电器具制造	0.0100
电影机械制造	0.7347	炼钢	0.0104
露天游乐场所游乐设备制造	0.7312	卷烟制造	0.0272
毛皮服装加工	0.7146	印制电路板制造	0.0300
其他交通运输设备制造	0.7101	其他稀有金属冶炼	0.0300
园林、陈设艺术及其他陶瓷制品制造	0.7000	原油加工及石油制品制造	0.0486
漆器工艺品制造	0.6781	核辐射加工	0.0502
毛条加工	0.6725	黄酒制造	0.0507
皮手套及皮装饰制品制造	0.6667	金属切削机床制造	0.0515

注:表内的效率损失值是计算的2004年至2007年融资约束影响企业全要素生产率损失的平均值,即 ρ 的平均值。

表5 2004—2007年的不同 ρ 值对应的行业数

年份	0~0.1	0.1~0.2	0.2~0.3	0.3~0.4	0.4~0.5	0.5~0.6	0.6~0.7	0.7~0.8	0.8~0.9	0.9~1
2004	39	32	52	86	79	56	35	20	4	7
2005	20	29	62	73	87	96	48	16	4	1
2006	11	17	38	67	118	100	65	20	7	2
2007	9	18	38	66	127	109	57	21	1	0

(五) 融资约束与产出效率损失

每个行业产出为:

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} = \left(\sum_{i=1}^{M_s} P_{si} Y_{si} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} = \left(\frac{1}{\eta} \sum_{i=1}^{M_s} P_{si} Y_{si} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (32)$$

由(32)式可得S行业中受约束部分实际产出为:

$$Y_{s'} = \eta_s^{\sigma/(\sigma-1)} Y_s \quad (33)$$

假定不存在资源配置扭曲与产出扭曲时,所有企业的资本与劳动的边际产出相等,则S行业内融资受约束行业S的有效全要素生产率为:

$$\overline{TFP}_{s'} = \eta_s^{1/(\sigma-1)} (P_{s'} Y_{s'})^{1-\alpha_s-\beta_s} \left[\sum_{i=1}^{M_s} \left(A_{si} \left(\frac{1}{P_{si} Y_{si}} \right)^{1-\alpha_s-\beta_s} \right)^{\sigma-1} \right]^{1/(\sigma-1)} \quad (34)$$

总产出效率为:

$$\frac{Y}{Y_{efficient}} = \frac{\prod_{s=1}^s Y_s^{\theta_s}}{\prod_{s=1}^s Y_{s,efficient}^{\theta_s}} = \frac{\prod_{s=1}^s (\eta_s^{\sigma/(1-\sigma)} Y_{s'})^{\theta_s}}{\prod_{s=1}^s (\eta_s^{\sigma/(1-\sigma)} Y_{s,efficient'})^{\theta_s}} = \frac{\prod_{s=1}^s Y_{s'}^{\theta_s}}{\prod_{s=1}^s Y_{s,efficient'}^{\theta_s}} \quad (35)$$

所有行业中受融资约束的企业总产出效率为:

$$\frac{Y_{FC}}{Y_{FC-efficient}} = \prod_{s=1}^s \eta_s^{\theta_s/(\sigma-1)} \left[\sum_{i=1}^{M_s} \left(\frac{A_{si}}{TFP_{s'}} \times \frac{TFPR_{s'}}{TFPR_{si}} \right)^{\sigma-1} \right]^{\theta_s/(\sigma-1)} \quad (36)$$

则所有行业中融资受约束企业的总产出增长潜力为:

$$\Delta Y_{FC-potential} = \left(\frac{Y_{FC-efficient}}{Y_{FC}} - 1 \right) \times 100\% \quad (37)$$

同样,所有行业中融资不受约束企业的总产出增长潜力为:

$$\Delta Y_{NFC-potential} = \left(\frac{Y_{NFC-efficient}}{Y_{FC}} - 1 \right) \times 100\% \quad (38)$$

对比(37)式和(38)式,可得出融资约束带来的总产出效率损失为:

$$\Delta E = \left(\frac{\Delta Y_{FC-potential} - \Delta Y_{NFC-potential}}{\Delta Y_{NFC-potential}} - 1 \right) \times 100\% \quad (39)$$

通过(37)式、(38)式和(39)式可以分别计算出有约束企业和无约束企业带来的总产出增长潜力。我们按照KZ指标对每个行业内企业进行分组,并分别计算有约束企业和无约束企业的总产出增长潜力及融资约束带来的产出效率损失,结果如表6。

表6 2004—2007年有融资约束企业和无融资约束企业的总产出效率损失

年份	无融资约束企业 总产出效率损失(%)	有融资约束企业 总产出效率损失(%)	融资约束带来的 总产出效率损失(%)
2004	63.9	88.7	38.70
2005	66.7	88.7	33.02
2006	69.5	92.3	32.83
2007	72.4	96	32.68

数据来源:作者计算。

从表6我们发现虽然由于政府的干预导致了一定程度的资本错配,2004—2007年有融资约束企业的总产出效率普遍低于无融资约束企业的总产出效率,但是无融资约束的企业仍然具有63.9%~72.4%的产出效率损失,这就说明在无融资约束企业中存在许多低效率企业,带来大量的产出效率损失,这种情况在2004—2007年具有明显的上升之势。通过对比有融资约束企业和无融资约束企业的总产出效率发现,融资约束对中国工业企业全要素生产率的影响比较显著,2004—2007年每年融资约束带来的总产出效率损失在32%~38%,这种趋势在不断缩小,主要是因为无融资约束企业产出效率难以提高,同时有融资约束的企业产出效率也在不断下降,这说明我国有倾斜性的资本配置抑制了跨企业的资源优化配置,带来了企业整体生产效率的下降。

五、结论及进一步研究方向

本文依靠Hsieh and Klenow^[5]的度量异质性企业资源配置扭曲的模型,创新性地引入了衡量融资约束的微观指标,测量出融资约束导致的各个行业内部的全要素生产率损失和整体产出效率损

失。首先,分析发现了中国工业企业资源配置效率的损失具有“U”型趋势,从2005年开始资源配置效率出现恶化趋势;然后,将融资约束引入HK模型,发现融资约束会导致行业内部效率损失,而各行业的效率损失差异明显;最后得到了总体的产出效率损失情况,2004—2007年每年融资约束带来的总产出效率损失大约在32%~38%,有不断缩小趋势。

从2005年之后我国出现的资源配置效率恶化的趋势,在一定程度上为我国的转型升级蒙上了一层阴影,金融改革的滞后与政府的金融干预是资源配置效率难以提升的一个主要原因^[15]。金融制度是经济增长的决定性因素,一个好的金融制度可以减少市场摩擦,降低企业的外部约束和融资成本,优化资本在时间和空间上的配置,弥补信贷市场的信息不对称。而由于我国政府干预国有商业银行的信贷决策,银行与企业间的信贷更多基于政府意志和政治联系,企业难以实现有效竞争,这种倾向性的融资约束带来资本的错配,导致低效率企业的“预算软约束”,阻碍了跨企业的资源再配置,缩小了企业的效率增进空间,产生整体的产出效率损失。

本文测度了融资约束产生的效率损失情况,为我国深化改革提供了一定的借鉴。要实现降成本、补短板、去杠杆、去产能和去库存等重要的改革目标,必须改变金融市场改革滞后的状况。金融市场人为的融资约束和歧视现象导致了大量金融资源积聚于低效率的部门,而急需发展资金并具有高成长性的企业则面临融资约束,无法进行技术改造和创新投资,这不仅阻碍了科技兴国和实行先发优势的战略,也抑制了企业生产效率的进一步提高。同时我们也要乐观地认清未来我国还有广阔的增长空间,依靠改革的推动,会释放很大的增长潜力。特别是融资环境的改善,对融资约束的放松,将为我国产生32%~38%的潜在产出,同时也可以相应地对一些关键性产业的融资约束进行放松,提高这些产业的核心竞争力。

虽然本文测度了融资约束造成产出效率的损失程度,但是并没有对造成该结果的相关因素进行分析,使本文仍显不足,因此继续分析融资约束对产出效率损失影响的传导渠道及机制,挖掘不同行业受融资约束影响的程度,找出进一步推动资源配置效率提高的关键变量,将是下一步的研究方向。

参考文献:

- [1] 干春晖. 新常态下中国经济转型与产业升级[J]. 南京财经大学学报, 2016(2): 1-10.
- [2] 龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, 2013(4): 4-29.
- [3] 简泽, 干春晖, 余典范. 银行部门的市场化、信贷配置与工业重构[J]. 经济研究, 2013(5): 112-127.
- [4] 马光荣, 李力行. 金融契约效率、企业退出与资源误置[J]. 世界经济, 2014(10): 77-103.
- [5] HSIEH C T, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [6] 邵宜航, 步晓宁, 张天华. 资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于中国工业企业数据库的再测算[J]. 中国工业经济, 2013(12): 39-51.
- [7] 靳来群. 所有制歧视所致金融资源错配程度的分析[J]. 经济学动态, 2015(6): 31-43.
- [8] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. Review of financial studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [9] BAKER M, STEIN J C, WURGER J A. When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms [J]. Quarterly journal of economics, 2003, 118(3): 969-1005.
- [10] 韩剑, 郝秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配[J]. 中国工业经济, 2014(11): 69-81.
- [11] 陈林, 罗莉娅, 康妮. 行政垄断和要素价格扭曲——基于中国工业全行业数据与内生性视角的实证检验[J]. 中国工业经济, 2016(1): 52-66.
- [12] AMARAL P S, QUINTIN E. Limited enforcement, financial intermediation, and economic development: a quantitative assessment [J]. International economic review, 2010, 51(3): 785-811.
- [13] MIDRIGAN V, XU D Y. Finance and misallocation: evidence from plant-level data [J]. American economic review, 2010, 104(2): 422-458.

- [14] D'ERASMO P N, MOSCOSO-BOEDO H J. Financial structure, informality and development [J]. *Journal of monetary economics*, 2012, 59(3): 286-302.
- [15] XU D Y. From manufacturing to retail: an anatomy of Chinese footwear firms [C]//Society for Economic Dynamics 2014 meeting papers, 2014.
- [16] 王林辉, 袁礼. 资本错配会诱发全要素生产率损失吗[J]. *统计研究*, 2014, 31(8): 11-18.
- [17] 鄢萍. 资本误配置的影响因素初探[J]. *经济学(季刊)*, 2012, 11(2): 489-520.
- [18] 项松林, 魏浩. 流动性约束对企业生产率的影响[J]. *统计研究*, 2014, 31(3): 27-35.
- [19] 任曙明, 吕镛. 融资约束、政府补贴与全要素生产率[J]. *管理世界*, 2014(11): 10-23.
- [20] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *Quarterly journal of economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [21] LAMONT O, POLK C, SAÁ-REQUEJO J. Financial constraints and stock returns [J]. *Review of financial studies*, 2001, 14(2): 529-554.
- [22] FOSTER L, HALTIWANGER J, SYVERSON C. Reallocation, firm turnover, and efficiency: selection on productivity or profitability? [J]. *American economic review*, 2008, 98(1): 394-425.
- [23] 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, 11(2): 541-558.
- [24] BRANDT L, TOMBE T, ZHU X. Factor market distortions across time, space and sectors in China [J]. *Review of economic dynamic*, 2013, 16(1): 39-58.
- [25] WESTON J, STRAHAN P E. Small business lending and bank consolidation: is there cause for concern? [J]. *SSRN electronic journal*, 1996, 2(3): 1-6.
- [26] PEEK J, ROSENGREN E S. Derivatives activity at troubled banks [J]. *Journal of financial services research*, 1997, 12(2/3): 287-302.

(责任编辑: 雨 珊)

The Loss of output efficiency caused by financial constraints: data from industrial enterprises in China

GE Peng¹, GAN Chunhui², LI Silong³

(1. School of International Business Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

2. Shanghai Customs College, Shanghai 201204, China;

3. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: It is always an important academic topic that the financing constraints can bring about how much loss of output efficiency. This paper is based on the model of Hsieh and Klenow (2009) which is a classical model in measuring allocation efficiency. In this paper, Gong Guan (2013)'s restrained conditions of returns-changing to scale is introduced into the HK model. We also fix out the loss of capital misallocation to our model. Compared to different index of financial constraint of SA index (Hadlock, 2010) and KZ index (Baker, 2003), we find KZ index is more suitable for China. Based on that, we originally introduce KZ index into the HK model. According to the degree of financing constraints, we divide all enterprises into three groups, and derive a new model to calculate the loss of the total factor productivity (ρ) caused by financial constraints for every industry and the loss of the output efficiency for all industry. In this paper, we come to the following conclusions: (1) Under the condition of return-changing to scale, the efficiency of resources allocation has been deteriorated from 2005, with a loss tendency of "U" shaped; (2) We calculate the loss of output efficiency for every industry caused by financial constraints and we use ρ to represent the loss value; (3) We calculate that the total loss of output efficiency for the whole manufacture industry caused by financial constraints is 32% to 38% from 2004 to 2007, respectively.

Key words: financial constraints; capital misallocation; TFP; industrial enterprise; output loss