

融资约束、企业效率韧性与 我国加总全要素生产率研究¹

陈诗一², 陈登科³

摘要 融资约束被认为是影响加总全要素生产率的最重要因素之一。本文在基于经济理论推导出加总全要素生产率与融资约束结构表达式的基础上,实证探讨了融资约束与我国加总全要素生产率的关系,并首次考察了微观企业效率韧性在融资约束影响我国加总全要素生产率过程中的作用。研究结果表明,融资约束显著降低了我国加总全要素生产率,但融资约束对我国加总全要素生产率的负向影响随着企业效率韧性,尤其是高效率企业效率韧性的提高而降低;此外,研究还发现,平均而言我国企业效率韧性程度还尚不足以抵消融资约束对加总全要素生产率的负向影响,亟需提高。本文的上述发现为减少融资约束对我国加总全要素生产率负向影响提供了新的思路,即除了可以通过直接缓解融资约束这一常规方法来减小融资约束对我国加总全要素生产率的负向影响,还可以通过为高效率企业创造稳定的经营环境等方式提高微观企业自身效率的韧性来实现这一目标。

关键词 融资约束;企业效率韧性;加总全要素生产率
DOI:10.16513/j.cnki.cje.20160318.001

0 引言

改革开放以来,中国经济取得了举世瞩目的成就,但经济运行效率却依然低下。融资约束被认为是羁绊我国经济效率提升的重要障碍(张军和金煜,2005;石晓军和张顺明,2010;赵勇和雷达,2010)。尽管缓解融资约束的措施层出不穷,然而我国金融市场的发展却仍然疲软,相对于经济增长,我国在金融活动的规模、结构和效率等方面处于较低水平(李科和徐龙炳,2011;马光荣和李

1 作者感谢教育部长江学者奖励计划、国家杰出青年科学基金(71525006)、国家社科基金重大项目(14ZDB144)和重点项目(12AZD047)、国家自然科学基金面上项目(71173048)、上海市领军人才和复旦大学卓识人才计划的资助。文责自负。

2 陈诗一,复旦大学经济学院教授,E-mail:shiyichen@fudan.edu.cn。

3 陈登科(通讯作者),复旦大学经济学院博士研究生,E-mail:13110680005@fudan.edu.cn。

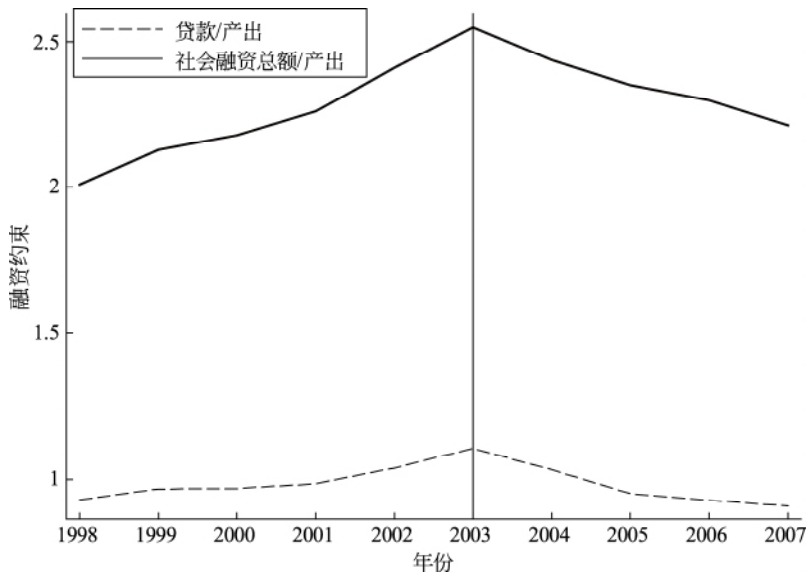


图1 融资约束动态演化图

力行,2014)。图1也显示1998—2007年我国的融资约束状况并未显著改观。贷款产出比、社会融资总额与产出的比例是衡量融资约束的常用指标,图1绘制了这两项指标随时间变化的曲线图。图形显示虽然1998—2003年融资约束有所缓解,但是随后却一度收紧,2007年基本回到1998年的原始水平。无疑,金融发展缓慢彰显的是金融改革背后高昂的制度与经济成本。正如张军和金煜(2005)直接指出的那样,虽然金融改革的重要性已被广泛地认识到,但是主要金融部门(如银行部门)的改革依然缓慢而不完全,进而导致中国金融发展缓慢。

一方面融资约束拖沓了我国经济运行效率的提升,必须采取措施加以应对;另一方面主要金融部门改革缓慢而不完全导致我国金融发展缓慢。那么,如何在金融发展缓慢、金融改革成本较高的前提下缓解融资约束对我国经济效率的负面影响则是亟需回答的问题。本文试图从融资约束、企业效率韧性与加总全要素生产率关系的视角探讨这一问题。所谓企业效率韧性可以理解为企业效率的持续性。本文采用两种方法刻度企业效率韧性:一是采用企业效率一阶自回归系数表示企业效率韧性,回归系数越大代表企业效率韧性越高,反之则反;二是采用企业效率连续两期落在特定区间的概率表示企业效率韧性。Moll(2014)发现,面临融资约束的企业可能通过自我积累的方式来抵消融资约束的不利影响,而微观企业效率的韧性在这一过程中起着重要作用。背后的机理是,企业通过自我积累替代外部融资是一个过程,需要一定的时间,微观企业效率的韧性越高,其自我积累越有替代外部融资的空间,融资约束对企业的

利影响越可能被抵消;从宏观层面来看,融资约束对加总全要素生产率的负面影响也就下降了。Moll(2014)从理论上论证了上述机制存在的可能性,那么这一机制在我国是否存在,则是本文尝试回答的问题。在我国金融发展相对缓慢、金融改革长期遇到阻力、收效甚微的背景下,这一问题的回答具有重大现实意义——我们可以在一定程度上、一定时期内绕开成本高昂的金融改革而采用提高微观企业效率韧性这样间接且成本较低的手段来减缓融资约束的负面影响,这客观上也为金融改革腾出了空间。

本文余下部分结构安排如下:第1部分为文献综述,引出本文研究的必要性和创新性;第2部分对理论模型进行设定,推导出核心变量的结构表达式,并探讨主要变量之间的关系;第3部分根据理论模型对计量回归模型进行设定;第4部分介绍微观企业数据的处理,并基于第2部分所推导出的结构表达式,利用微观数据对核心变量进行构建;第5部分报告计量回归结果,并结合中国经济的现实对结果进行分析;最后为本文结论。

1 文献综述

如前所述,融资约束与加总全要素生产率的关系一直是经济学界关注的热点问题。就这一问题而言,学者们争论的一大焦点在于加总全要素生产率的衡量方法以及金融发展或融资约束指标的选取。比如,张军和金煜(2005)使用标准增长核算法计算各省全要素生产率。随着数据包络方法(DEA)的发展,不少学者开始采用该方法估算加总全要素生产率(王兵和颜鹏飞,2007;涂正革,2008)。在考察融资约束与加总全要素生产率关系的文献中,Arestis et al.(2006)、姚耀军(2012)、赵勇和雷达(2010)等采用数据包络(DEA)这一非参数方法估算的全要素生产率作为加总全要素生产率的代理变量,而Méon and Weill(2010)采用的是随机边界(SFA)方法。已有文献不仅在加总全要素生产率的选取上存在差别,对金融发展或融资约束指标的选取也不统一。卢峰和姚洋(2004)以及Liang(2006)采用全部信贷与GDP比率以及银行给私人部门的贷款与GDP的比率作为金融发展的代理变量。卢峰和姚洋(2004)并未发现金融发展和经济增长显著正相关的证据,而Liang(2006)的结果显示,二者只有在沿海地区存在显著的正相关关系。Guariglia and Poncet(2008)采用全部信贷与GDP的比率或家庭储蓄与GDP的比率度量金融发展指标,发现金融发展与效率增长显著负相关,朱承亮等(2009)以及袁云峰和曹旭华(2007)采用这些指标也得到了类似的结果。张军和金煜(2005)认为采用全部信贷与产出的比率衡量金融发展趋于高估金融中介深化程度,为此,他们采用银行给非国有部门贷款占产出的比重来测度金融中介深度,并在此基础上考察了金融深化与中国

各地区生产率变化的关系,发现金融深化与全要素生产率增长显著正相关。赵勇和雷达(2010)分别采用各地区全部金融机构存贷款总额占GDP的比例、金融机构提供给非国有部门的信贷数量以及中央政府信贷干预衡量金融发展,其研究结果发现,提高金融发展水平可以降低增长方式转变的门槛值,进而推动中国经济增长方式的集约化转变。可见,加总全要素生产率的衡量方法以及金融发展或融资约束指标的选取对结果有着至关重要的影响,采用不同的效率衡量方法或者选取不同的金融发展指标甚至得到截然相反的结论。

此外,不难看出,对于加总全要素生产率的估算以及金融发展或融资约束指标的选取,虽然已有文献在选取角度和测算方法上不尽相同,但都直接选取或测算,且所用到的数据多为宏观数据。与已有文献不同,本文加总全要素生产率与融资约束指标由经济理论推导出结构表达式,且基于所推导的结构表达式采用微观数据构建而得到。基于经济理论推导的结构表达式进行计量分析,不但能够增加计量回归的经济含义,而且还可降低指标选取的主观性。此外,采用微观数据构造变量,能够通过除去异常值以及不符合会计准则的观测值来提高数据质量,进而增加回归结果的可信度,而如果忽略这些问题则可能对计量分析结果产生负面影响(陈登科等,2015;聂辉华等,2012)。

此外,在研究融资约束与加总全要素生产率的关系时,鲜有文献关注微观企业特征或者这些企业所采取的应对策略。正如Moll(2010)所指出的那样,面临融资约束的企业可能通过自我积累来抵消融资约束的不利影响。微观企业效率的韧性(采用企业效率一阶自回归系数表示,回归系数越大代表企业效率韧性越高,反之则反)在这一机制中起着重要作用。他进一步指出这是因为企业通过自我积累替代外部融资需要时间,微观企业效率的韧性越高,其自我积累越有可能替代外部融资,融资约束对企业的不利影响越可能被抵消。Midrigan and Xu(2014)直接从外债融资激励的角度考察了这一问题,指出效率韧性越高的企业进行外债融资的激励则越小;反映到宏观层面,则体现为融资约束对加总全要素生产率的影响越小。

值得指出的是,由于数据的限制,Moll(2014)与Midrigan and Xu(2014)仅从理论的角度论述了上述机制存在的可能性,没能进一步地进行实证分析,在实证上能否观察到这一机制还是个尚未回答的问题;更重要的是,这两篇文献直接分析(所有)企业效率韧性对融资约束与加总全要素生产率关系的影响,均未对高、低效率企业的效率韧性进行区分。直观上讲,只有高效率企业效率的韧性越高,融资约束对加总全要素生产率的影响才越小,再加上我国企业效率异质性特征显著,因此,有必要对高、低效率企业进行区分。微观数据的可得性使得本文能够在实证上验证上述机制在我国是否存在。具体地,本文首先推导出关键变量的结构表达式,接着利用微观数据基于结构表达式对这些变量进行

构造,进而在实证研究的基础上考察上述机制在我国是否存在,以期减少融资约束对加总全要素生产率负向影响提供新的思路。

综上,本文从以下几个方面拓展了已有研究:首先,本文是首个基于结构表达式考察我国融资约束与效率关系的实证文献,基于经济理论推导出核心变量(加总全要素生产率与融资约束)的结构表达式,并在此基础上采用微观数据对核心变量进行构建,从而增强了计量回归模型的经济含义、降低了指标选取的主观性,使得结果更加准确;其次,本研究首次考察了我国微观企业效率韧性对我国加总全要素生产率与融资约束关系的影响,拓宽了国内文献研究加总全要素生产率与融资约束关系的框架;再次,本文在考察企业效率韧性对加总全要素生产率与融资约束关系的影响时,还进一步对高、低效率企业的韧性进行了区分,更加精确地识别了作用机制;最后,不同于已有文献建议通过缓解融资约束本身来降低融资约束对加总全要素生产率的负面影响,本文还提出了一个缓解融资约束对加总层面全要素生产率负面影响的一个可能的新思路,这在我国金融发展相对缓慢、金融改革长期遇到阻力的背景下具有显著的重要意义。

2 理论分析框架

2.1 模型环境与设定

本文参照 Moll(2014)和 Midrigan and Xu(2014)的做法对理论模型进行设定。具体地,假设经济由存在异质性的企业所有者和同质工人组成,企业所有者的异质性体现在具有不同的生产效率 φ 和净资产 a 上;生产效率 φ 和净资产 a 在 t 期的分布分别为 $f_t(\varphi)$ 和 $g_t(a)$,二者在 t 期的联合分布函数为 $h_t(\varphi, a)$;企业所有者既是生产者也是消费者,且通过选择劳动和租用资本最大化自身的利润,同时将所得利润分配到消费和储蓄上以最大化终生效用;企业所有者在最大化利润时,面临融资约束。企业所有者的效用函数为:

$$\int_0^{\infty} e^{-\rho t} \log(c_t) dt \quad (1)$$

其中, ρ 是时间贴现因子, c_t 为 t 期的消费。企业生产函数为:

$$y_t = (\varphi_t k_t)^\alpha n_t^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中, $\alpha \in (0, 1)$, k_t 为企业 t 期所租用的资本, n_t 为企业 t 期所雇佣的劳动。那么,企业 t 期利润可以写作:

$$\pi_t = (\varphi_t k_t)^\alpha n_t^{1-\alpha} - w_t n_t - (r_t + \delta_t) k_t \quad (3)$$

w_t 为工资成本, r_t 和 δ_t 分别代表资本的租金率和折旧率。借鉴 Kiyotaki and Moore(1997)、Moll(2014)和 Midrigan and Xu(2014)的做法,本文将企业所有

者最大化自身利润时所面临的融资约束设定为：

$$k_t \leq \eta_t a_t \quad \eta_t \geq 1 \quad (4)$$

式(4)表示企业可得资本受到自身净资产的约束。其中, k_t 表示企业 t 期的资本, a_t 代表 t 期净资产。企业除了通过自身净资产 a_t 这种内部融资的方式获取生产所需的资本 k_t 之外, 还通过外部融资的方式获取资本, 因此, η 代表企业通过外部融资获取资本的能力的大小, 从而衡量了企业所面临融资约束的大小。具体而言, η 越大表示企业面临融资约束越小, 当 $\eta \rightarrow +\infty$ 时, 企业没有面临融资约束; 反之, 当 $\eta=1$ 时, 企业不能进行外部融资, 这时, 企业所面临的融资约束最大。企业所有者最优利润函数可表达为：

$$\pi_t^*(\varphi, a) = \underset{k_t, n_t}{\text{Max}} \{ (\varphi_t k_t)^\alpha n_t^{1-\alpha} - \omega_t n_t - (r_t + \delta_t) k_t \quad \text{s. t.} \quad k_t \leq \eta a_t \} \quad (5)$$

那么, 在进行消费(或储蓄)决策时, 企业所有者所面临的预算约束则为：

$$\dot{a}_t = \pi_t^*(\varphi_t, a_t) - c_t + r_t a_t \quad (6)$$

对于工人而言, 其效用函数与式(1)中企业所有者的效用函数相同, 且通过向企业所有者提供劳动获得工资收入。为了简化分析, 本文参照 Moll(2014)的做法, 假设工人在每期都消费掉所有的工资收入, 从而在模型中抽象掉了工人的储蓄行为。

2.2 利润最大化行为

企业所有者的利润最大化问题为(为简化符号, 该部分变量省略时间下标)：

$$\underset{k, n}{\text{Max}} \pi = (\varphi k)^\alpha n^{1-\alpha} - \omega n - (r + \delta) k \quad (7)$$

约束条件为：

$$\begin{aligned} k &\leq \eta a \\ k &\geq 0, l \geq 0, \varphi \geq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

若将拉格朗日函数定义为：

$$L = (\varphi k)^\alpha n^{1-\alpha} - \omega n - (r + \delta) k + \mu(\eta a - k) \quad (9)$$

那么, 根据 Kuhn-Tucker 条件, 上述利润最大化问题的一阶必要条件为：

$$\frac{dL}{dk} = \alpha \varphi (\varphi k)^{\alpha-1} n^{1-\alpha} - (r + \delta + \mu) \leq 0, \quad k \geq 0 \quad \frac{dL}{dk} \cdot k = 0 \quad (10)$$

$$\frac{dL}{dn} = (1 - \alpha) (\varphi k)^\alpha n^{-\alpha} - \omega \leq 0, \quad n \geq 0 \quad \frac{dL}{dn} \cdot n = 0 \quad (11)$$

$$\frac{dL}{d\mu} = \eta a - k \geq 0, \quad \mu \geq 0 \quad \frac{dL}{d\mu} \cdot \mu = 0 \quad (12)$$

不同于 Moll(2014)采用经济理论直接得出模型的解, 本文在得出上述一阶必要条件的基础上采用更为严谨的“试错法”求解模型。“试错法”的好处在于

不容易遗漏模型的解。式(10)~(12)的解为(附录 A 给出了“试错法”的详细求解过程):

$$k^* = \begin{cases} \eta a & \text{如果 } \varphi > \underline{\varphi} \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (13)$$

$$n^* = \begin{cases} \varphi [(1-a)/\tau]^{1/a} \eta a & \text{如果 } \varphi > \underline{\varphi} \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (14)$$

将式(13)和式(14)代入式(3)可得企业所有者最优利润函数:

$$\pi^* = \text{Max}\{\varphi [\tau/(1-a)]^{(1-a)/a} \eta a - (r+\delta)\eta a, 0\} \quad (15)$$

2.3 消费(储蓄)行为

对于利润为正的企业所有者来说^①,其消费(储蓄)行为可表述为:

$$U^* = \text{Max}_c \left\{ \int_0^\infty e^{-\rho t} \log(c) dt \quad \text{s. t.} \quad \dot{a} = \pi^*(\varphi, a) - c + ra \right\} \quad (16)$$

求解效用最大化问题可得:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{d\pi^*(\varphi, a)}{da} + r - \rho \quad (17)$$

企业所有者最优消费(储蓄)决策由式(17)确定。由于企业利润 $\pi^*(\varphi, a)$ 是其净资产 a 的线性函数,结合式(6)可知,企业所有者的消费 c 是 a 的线性函数,因此可用待定系数法求得 a 与 c 的确定函数关系。现假设 $c = \theta_1 + \theta_2 a$,将该式代入式(6)和式(17)整理可得:

$$c = \rho a \quad (18)$$

将式(18)代入(6)可得企业所有者的最优储蓄决策为:

$$\dot{a} = \pi^*(\varphi, a) - \rho a + ra \quad (19)$$

根据式(15)企业的利润函数 $\pi^*(\varphi, a)$ 是其生产效率 φ 的增函数,那么,根据式(19)可得到如下性质:

性质 1: 企业所有者的储蓄(即净资产变化) \dot{a} 是企业生产效率 φ 的增函数,用公式表达为 $\partial \dot{a} / \partial \varphi > 0$ 。

另外,由于假设工人在每期都消费掉所有的工资收入,因此储蓄行为从模型中抽象掉了。由于闲暇没有进入效用函数,工人将提供所有劳动。

2.4 加总 TFP 与融资约束

若采用 φ_t 代表 t 时期加总全要素生产率,根据式(13)与(14)以及资本市场

^① 根据前文设定企业所有者的消费全部来源于经营企业获得的利润,如果利润为 0,那么也就不存在消费行为,因此这里的分析排除了那些利润为 0 的企业所有者。

与劳动力市场均衡条件, 加总全要素生产率可以表示为^①:

$$\Phi_t = \frac{\int_{\underline{\varphi}}^{\infty} \varphi \left[\int_0^{\infty} \frac{1}{K_t} ah_t(\varphi, a) da \right] d\varphi}{\int_{\underline{\varphi}}^{\infty} \left[\int_0^{\infty} \frac{1}{K_t} ah_t(\varphi, a) da \right] d\varphi} = \left[\frac{\int_{\underline{\varphi}}^{\infty} \varphi \omega_t(\varphi) d\varphi}{1 - \Xi_t(\underline{\varphi})} \right]^\alpha = E_\omega [\varphi | \varphi \geq \underline{\varphi}]^\alpha \quad (20)$$

其中, $\omega_t(\varphi) = \int_0^{\infty} (1/K_t) ah_t(\varphi, a) da$, 可视效率为 φ 的企业净资产占整体经济资产总额的比例, $\Xi_t(\underline{\varphi}) = \int_0^{\underline{\varphi}} \omega_t(\varphi) d\varphi$ 。那么, 根据式(13)、(14)以及资本市场均衡条件可以得到:

$$\eta_t [1 - \Xi_t(\underline{\varphi})] = 1 \quad (21)$$

式(21)表明 η 越高(融资约束越小), $1 - \Xi_t(\underline{\varphi})$ 越小; 根据式(20)可知, 如果 $1 - \Xi_t(\underline{\varphi})$ 越小, Φ_t 越大; 因此, η 越高, Φ_t 越大。总结以上分析, 由式(20)与式(21)可得到如下性质:

性质 2: 加总全要素生产率 Φ 是 η 的增函数, $\partial\Phi/\partial\eta > 0$; 由于 η 越大代表融资约束越小, 加总全要素生产率 Φ 是 η 的增函数意味着融资约束的缓解将提高加总全要素生产率, 或者说融资约束增加将降低加总全要素生产率。

值得注意的是, 性质 2 是在给定企业净资产份额 $\omega_t(\varphi)$ 的条件下得出。融资约束 η 对加总全要素生产率 Φ 的影响还受到 $\omega_t(\varphi)$ 的影响, 而 $\omega_t(\varphi)$ 与微观企业效率韧性(采用企业效率一阶自回归系数表示)密切相关。其经济学直觉如下: 根据性质 1 可知, 企业储蓄是其生产效率的增函数 $\partial\dot{a}/\partial\varphi > 0$, 这样经济中的资源将被高效率企业获取, 从而缓解了融资约束对加总全要素生产率的不利影响。然而, 企业自我积累资本需要时间, 上述机制的实现需要企业效率具有足够的韧性。企业效率韧性越高越可能进行资本的自我积累, 融资约束对加总全要素生产率的不利影响也就越小。

为更清晰地从前述理论模型看出这一点, 考虑企业生产效率为固定值这一特殊情形(这时企业效率的韧性最高), 即 $\varphi_i(t) = \varphi_i$, 其中 i 代表企业。在该种情形下融资约束将不会对经济的 TFP 产生影响。这是因为根据性质 1 储蓄是生产率的增函数, 生产率高的企业自我积累的速度永远快于生产率低的企业, 随着时间的推移(当 $t \rightarrow +\infty$ 时), 经济中的资源最终被生产效率为最高值 $\bar{\varphi}$ 的企业获取, 该企业所拥有的净资产占经济中总资产的份额 $\omega(\bar{\varphi}) = 1$, 其他企业的份额为 0, 这种情形下经济运行达到最优, 由式(20)可知, 该情形下 $\Phi = \bar{\varphi}^\alpha$, 融资约束将不会对 Φ 产生影响。Moll(2014)通过假设微观企业效率分布服从特

^① 详细求解过程可向作者索取或参照 Moll(2014)。

定马尔科夫过程, 并采用数值方法考察了上述问题, 同样发现了一个国家或地区微观企业效率韧性越高, 融资约束对该国或者该地区加总全要素生产率影响越小的证据。需要指出的是, Moll(2014)研究的是所有企业效率的韧性, 并未对高、低效率企业进行区分。根据上述分析过程可以看出, 企业效率韧性缓解融资约束对加总全要素生产率负向影响, 重要的是高效率企业生产效率的韧性, 即无论其他效率企业生产率韧性强弱, 只要高效率企业效率韧性为固定值亦可得到 $\Phi = \bar{\varphi}^s$, 这时融资约束将不会对加总全要素生产率产生影响。综上, 可得到如下性质:

性质 3: 融资约束对加总全要素生产率的负向影响随着微观企业效率, 尤其是随着高效率企业效率韧性的增加而降低; 当微观企业效率足够稳定时, 融资约束则不会对加总全要素生产率产生影响。

式(20)识别了加总全要素生产率, 为了方便下文计量分析, 与加总全要素生产率 Φ 相对应, 需要在宏观层面识别融资约束。融资约束 η 可以表示为^①:

$$\eta_t = \frac{K_t}{K_t - D_t} \quad (22)$$

其中, K 由微观企业实际资本加总得到; 根据定义, D 由微观企业实际债务加总得到。直观上讲, 若一个经济体的借债能力越强, 该经济体受到的融资约束则越小, 式(22)意味着一个经济体 D 越高(借债能力越强), η 越大(融资约束越小)。

3 计量模型设定

前述理论模型推导出了加总 TFP 的结构表达式并讨论了其与融资约束的关系。前述模型结果显示: (1) 加总 TFP 是融资约束的减函数, 融资约束增加将导致加总 TFP 减少; (2) 融资约束对加总 TFP 的负向影响随着微观企业效率, 尤其是随着高效率企业效率韧性的增加而降低, 当微观企业效率足够稳定时, 融资约束则不会对加总 TFP 产生影响。为验证结果(1), 本文设定如下计量模型:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{FinancialCons}_{it} + \Theta \cdot X_{it} + u_i + \mu_{it} \quad (23)$$

其中, i 代表省(市、区); t 代表时间; TFP_{it} 表示加总全要素生产率; $\text{FinancialCons}_{it}$ 衡量融资约束, 为方便下文表述, 本文设定 $\text{FinancialCons}_{it}$ 越大代表融资约束越紧; X_{it} 是一系列可能影响加总全要素生产率的控制变量; u_i 代表地区固定效应, 用来控制随个体而不随时间变化的不可观测因素; μ_{it} 是误差项。由于 $\text{FinancialCons}_{it}$ 越大代表融资约束越紧, 由结果(1)可知, $\text{FinancialCons}_{it}$ 的系数 α_1 预期显著为负。

^① 有兴趣的读者可以向作者索取推导过程。

结果(2)表明融资约束对加总全要素生产率的负向影响随微观企业效率韧性的增加而降低,为验证这一性质,本文在式(23)的基础上控制了表示企业生产效率韧性特征的变量以及这一变量与融资约束的交叉项:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{FinancialCons}_{it} + \beta_2 \cdot \text{Persistent}_{it} + \beta_3 \cdot \text{Cross}_{it} + \Lambda \cdot X_{it} + u_i + \mu_{it} \quad (24)$$

其中 TFP_{it} 、 $\text{FinancialCons}_{it}$ 、 X_{it} 、 u_i 以及 μ_{it} 与式(23)有着相同的含义。 Persistent_{it} 表示企业生产效率韧性, Cross_{it} 为融资约束 $\text{FinancialCons}_{it}$ 与企业生产效率韧性 Persistent_{it} 的交叉项,即 $\text{Cross}_{it} = \text{FinancialCons}_{it} \times \text{Persistent}_{it}$ 。根据笔者所掌握的实证文献来看,本文是第一个将企业生产效率韧性特征纳入融资约束与加总全要素生产率关系的研究。根据结果(2)可知, Cross_{it} 的系数 β_3 预期显著为正。

由式(24)可知,融资约束 $\text{FinancialCons}_{it}$ 对加总全要素生产率 TFP_{it} 的偏效应可以表示为 $\beta_1 + \beta_3 \cdot \text{Persistent}_{it}$ 。可见,融资约束对加总全要素生产率的偏效应随着 Persistent_{it} 变化而变化。本文除了关注融资约束对加总全要素生产率的影响如何随微观企业效率韧性的变化而变化之外,还尝试进一步回答在平均意义上(当 Persistent_{it} 取均值时)融资约束对加总全要素生产率的影响,为此本文在整理式(24)的基础上构建如下计量回归模型:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \gamma_1 \cdot \text{FinancialCons}_{it} + \beta_2 \cdot \text{Persistent}_{it} + \beta_3 \cdot \text{Cross}_{it}^* + \Lambda \cdot X_{it} + u_i + \mu_{it} \quad (25)$$

其中, $\text{Cross}_{it}^* = \text{FinancialCons}_{it} \cdot (\text{Persistent}_{it} - \overline{\text{Persistent}_{it}})$, 其他变量和参数的含义与式(24)相同。根据这一设定,回归结果中 $\text{FinancialCons}_{it}$ 系数的估计值 $\hat{\gamma}_1$ 则给出了 Persistent_{it} 取均值时融资约束对加总全要素生产率的影响,即融资约束对加总全要素生产率平均偏效应的估计(为了更清晰地看出这一点,将 Cross_{it}^* 代到式(23),并同时与式(24)进行比对,即可得 $\gamma_1 = \beta_1 + \beta_3 \cdot \overline{\text{Persistent}_{it}}$)。此外, $\hat{\gamma}_1$ 的方差则是这一平均偏效应估计值的方差。值得指出的是,虽然将 $\overline{\text{Persistent}_{it}}$ 以及式(24)所估计出的 β_1 和 β_3 代入 $\beta_1 + \beta_3 \cdot \overline{\text{Persistent}_{it}}$ 能够得到融资约束对加总全要素生产率的平均偏效应的估计值,但却不能直接得到这一估计值的标准差,统计推断从而也就无从进行。采用式(25)进行计量回归的好处在于能够直接获取平均偏效应估计值的同时,获取这一估计值的标准差。

4 数据与变量构建

4.1 数据

本文采用1998年至2007年工业企业数据和30个省(市、区)的面板数据

进行实证研究。其中,工业企业数据库由国家统计局采集和维护,涵盖全部国有和所有规模以上(销售额在500万元以上)非国有企业,省级(市、区)宏观数据来源为各年《中国统计年鉴》和《新中国60年统计资料汇编》。估计本文计量模型所涉及到的微观层面原始数据包括企业代码、名称、所有制、成立年份、所在地信息、企业工业总产值、工业增加值、期末负债总额、固定资产原值、增值税以及雇佣工人人数等;宏观层面的原始数据包括各省(市、区)GDP数据、GDP平减指数、CPI环比数据、进出口总额、美元计价的外商直接投资、人民币与美元的汇率、政府财政支出、科教文卫支出、固定资本形成总额以及高校在校生人数等。

工业企业数据具有样本大、时间长、指标全面等优势,然而还存在诸如指标缺失、大小值异常、测度误差明显和变量定义模糊等问题,如果没有采取有效方法缓解或消除这些缺陷,将会对研究产生负面影响(聂辉华等,2012)。为此,本文参照Cai and Liu(2009)的做法对数据首先进行如下处理:删除诸如资产总额、雇佣工人人数、工业增加值、固定资产净额或销售额这些关键指标缺失的观测值;删除固定资产低于1000万元、总资产低于1000万元同时雇佣工人数量少于30人的观测值;删除诸如总资产减去流动资产小于0、总资产减去固定资产小于0、总资产减去固定资产净额小于0、或者累计折旧小于当期折旧等会计指标异常的观测值;最后剔除利润率最高0.5%和最低0.5%的观测值。此外,由于工业企业数据库还存在样本匹配混乱、企业编码重复、数据录入错误等问题,因此不存在一个指标能够唯一识别企业。为此,参照Brandt et al. (2012)的做法,本文对工业企业数据进行重新匹配^①。表1将本文匹配结果与Brandt et al. (2012)进行了比对。结果显示本文匹配成功比例略大于Brandt et al. (2012),但二者差异并不显著。此外,从表1很容易看出,工业企业数据库数据质量不断改善,用企业代码识别企业的成功率越来越高,识别成功率从1998年的81%增加到2007年的90%,考虑到企业数量同时也在增加(从1998年的165118家增加到1997年的336768家),识别成功率增加9%其实是一个不小的改进。

^① 具体做法为:第一步,配成两年面板数据,首先根据企业代码识别同一家企业,然后再根据企业名称以及法人代表姓名进行识别,余下的企业则根据其他信息(包括地区代码、电话号码、开工年份、邮政编码、行业代码、主要产品以及所在县名称等)进行匹配;第二步,在配成两年面板的基础上进行连续三年面板的匹配,之所以要进行连续三年面板的匹配,是因为可能存在这样一种情形,即采用第一步的方法企业A没能和第二年的任何企业匹配,但却能和第三年的C匹配,同时C又能和第二年的B匹配,这样A、B和C应当视为同一家企业;第三步,配成1998—2007年连续十年的非平衡面板数据。

表1 与上一年企业匹配的成功率

年份	企业代码匹配		其他信息匹配		匹配总比例	
	本文	Brandt et al. (2012)	本文	Brandt et al. (2012)	本文	Brandt et al. (2012)
1999	80.85%	80.6%	4.24%	4.1%	85.09%	84.7%
2000	82.48%	81.9%	2.44%	2.4%	84.92%	84.3%
2001	73.80%	73.8%	4.64%	4.6%	78.44%	78.3%
2002	84.83%	84.5%	3.00%	2.9%	87.83%	87.3%
2003	82.64%	82.5%	4.49%	4.0%	87.13%	86.6%
2004	73.34%	73.5%	8.31%	8.0%	81.65%	81.5%
2005	83.20%	82.2%	1.85%	1.7%	84.05%	84.1%
2006	90.13%	90.1%	1.60%	1.5%	91.73%	91.6%
2007	90.46%		1.25%		91.71%	

4.2 构建加总全要素生产率 TFP_{it}

根据式(20),构建加总全要素生产率 TFP_{it} 首先要估算出微观企业生产效率 φ 。现有文献估算微观企业生产效率的方法主要有:采用劳动生产率直接度量企业效率、运用最小二乘法(OLS)、OP方法(Olley and Pakes, 1996)以及LP方法(Levinsohn and Petrin, 2003)等计量手段进行间接估算,此外涂正革和肖耿(2005)采用随机前沿法(SFA)对我国大型工业企业全要素生产率进行了估算。采用OLS估算微观企业效率可能存在“联立性”和“样本选择”问题。“联立性”问题产生是由于企业全要素生产率与要素投入存在双向因果关系(蒋冠宏和蒋殿春, 2014),即可能存在企业投入与不可观测生产效率冲击相关,企业根据生产效率冲击对投入进行调整的情形。“样本选择”问题的产生是由于企业生存概率与获利能力正相关,而企业获利能力又与其所拥有的资本量相关,如果忽视这一问题可能导致估计结果的偏误。Olley and Pakes(1996)采用投资作为不可观测生产率冲击的代理变量缓解“联立性”偏误,并且通过在回归模型中控制企业的生存概率来处理“样本选择”问题。然而OP方法采用投资作为不可观测生产效率冲击的代理变量存在样本损失问题。根据本文的估算,样本中含有投资变量的观测值数量只有总观测值的65.25%;更重要的是,Levinsohn and Petrin(2003)认为,由于调整成本的存在,投资并不能根据效率冲击进行平滑地调整,从而可能导致估计结果出现偏误。为缓解上述问题,Levinsohn and Petrin(2003)采用中间投入作为不可观测生产效率冲击的代理变量(就本文所使用的工业企业数据样本而言,仅有0.82%的观测值缺失中间投入),从而缓解了样本损失问题。基于以上分析,本文采用LP方法作为估算企业效率的主要手段。此外,OP方法是文献估计企业效率的常用方法(比如,毛其淋和盛斌, 2013;杨汝岱, 2015),另外一些研究还采用劳动生产率度量企业

效率(比如,李志远和余森杰,2013;孙浦阳等,2013)。为使下文计量分析更加稳健,本文在构建核心变量的过程中还考虑了采用 OP 方法与劳动生产率衡量企业效率的情形。

本文估算企业生产效率所用到的主要变量包括企业产出、中间投入、工业增加值、资本存量、雇佣工人人数、年龄以及下一年是否退出市场的指示变量。参照聂辉华等(2012)的做法,本文工业增加值使用会计准则进行估算,即工业增加值=实际产出-实际投入+增值税^①,其中,实际产出与实际投入采用部门产出指数和部门投入指数对产出和中间投入分别进行平减得到;资本存量通过工业企业数据库报告的固定资产原值账面价值计算得出,由于固定资产原值是在不同年份固定资产购买的积累,因此不能简单地利用某一特定年份价格指数对固定资产原值进行平减。为得到实际固定资产原值,需要将历年固定资产购买根据当年价格指数进行平减,但问题是数据中并无固定资产购买所对应的年份,为此,本文在参照 Brandt et al. (2012)方法的基础上采用永续盘存法估算得到实际资本存量,这一做法不同于多数文献的特点是对初始年份的实际资本估算做了细致的处理^②。企业年龄根据工业企业数据中企业建立年份和样本观测年识别得出。企业下一年是否退出市场的指示变量则根据 Yasar and Raciborski(2008)建议的方法得出,即对每个企业生成年份的前推一期的变量,如果前推一期的年份变量减去原始年份变量不等于 1,那么说明该企业退出市场,否则没有退出。

根据式(20),为将企业生产效率加总,除了需要估算微观企业的生产效率之外,还需获取企业进入市场的生产效率下限。前述理论模型表明市场中企业效率分布应当存在“左删截”。为获取一省(市、区)在不同年份企业进入市场生产效率下限,本文采用该省(市、区)、在不同年份位于生产率分布 5%分位数以下企业效率的算术平均作为该地区在相应年份企业进入市场生产率下限的代理变量^③。另外,将企业生产效率加总,还需要知道资本的产出弹性 α 。当采取 LP 方法或者 OP 方法估算的全要素生产率衡量 φ 并根据式(20)加总时,本文相应地采用这两种方法所估算的各省(市、区)资本系数的估计值作为该省(市、区)资本的产出弹性 α 代理值,附表 1 报告了采用 LP 方法估算的各省(市、区) α 的估计值,结果表明采用 LP 方法测算的各省资本产出弹性均值为 0.42,需要指出的是 LP 方法所估算的西藏资本产出弹性接近于 0,我们认为出现这一异

① 刘小玄和李双杰(2008)采用的方法为:工业增加值=产品销售额-期初存货+期末存货-中间投入+增值税。

② 下文在构建融资约束变量时报告了资本变量的具体处理过程。

③ 考虑到结果的稳健性,下文计量分析还考察了把位于生产率分布 10%分位数以下企业效率的算术平均作为生产率下限的代理变量的情形。

常值的原因可能是西藏的样本企业较少(经处理后的样本仅有 847 家);当采用劳动生产率衡量 φ 并根据式(20)加总时,借鉴 Hsieh and Klenow(2009)以及 Brandt and Zhu(2009)的做法将资本份额 α 设定为 0.5。此外,式(20)中 K_i 由前文估算的微观企业实际资本加总而得到, a 为微观企业实际净资产总额。至此,即可识别出估计计量模型式(23)~(25)的加总层面的全要素生产率 TFP_{it} 。

图 2 绘制了在 LP 方法估算出微观企业生产效率的基础上,利用结构表达式(20)所构建的加总全要素生产率随时间变化趋势图,为了便于比较,图 2 还刻画了直接采用微观企业效率的算术平均衡量加总全要素生产率的情形。直观上看,基于结构表达式所构建的加总全要素生产率与直接采用微观企业效率算术平均所衡量加总全要素生产率具有相似的增长趋势,但是前者数值大于后者,且波动相对较大。根据式(20),这两点差异可能反映了不同地区微观企业权重(企业实际净资产总额占该地区企业实际净资产总额的比重)或企业生产率下限随着时间的变动。由此可见,直接采用算术平均所计算的加总全要素生产率并不能充分体现不同企业的重要程度,也未能刻画进入市场企业的生产效率下限对加总全要素生产率的影响。另外,就生产效率的增长率而言,本文基于 LP 方法、OP 方法以及劳动生产率构建的加总全要素生产率的平均增长率分别为 1.53%,3.24%,3.54%,本文的这一结果与杨汝岱(2015)较为接近^①,这进一步表明了本文估计结果的稳健性,也增加了下文分析的可信度。

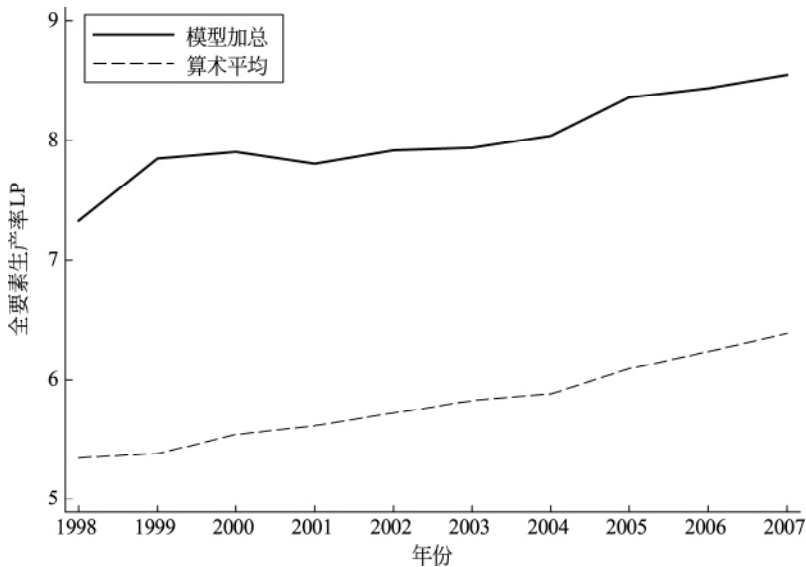


图 2 加总全要素生产率

^① 杨汝岱(2015)对工业企业数据进行了细致的处理并报告了采用 OP 测算的中国制造业整体全要素生产率平均增长速度为 3.83%。

4.3 构建融资约束变量 $\text{FinancialCons}_{it}$

融资约束是本节将要构建的核心变量。如前所述,不同于多数已有文献基于宏观数据对这一变量进行直接选取,本文融资约束变量由经济理论推导出结构表达式,再基于所推导的结构表达式采用微观数据整理而得到,这样不但增强了计量回归模型的经济含义,而且还可降低指标选取的主观性。具体而言,本文根据式(22),即 $\eta = K/(K-D)$ 这一理论模型所推导出的结构表达式构建融资约束变量。工业企业数据库报告了固定资产原值账面价值与期末债务总额,这两个变量均为名义变量。由于固定资产原值是固定资产在不同年份购买的结果,债务也是不同年份积累的结果,价格因素并不能通过 $K/(K-D)$ 这一比值直接消除。为了得到 η 的精确值,本文首先得到企业资本与债务的实际值,然后在此基础上将实际资本与债务加总,最后根据式(22)构建融资约束变量。为得到实际资本,需要将历年购买的固定资产原值根据当年价格指数进行平减,但问题是数据中并无固定资产购买所对应的年份,鉴于此,本文采用如下方法估算企业实际资本:首先估算出企业开业年份(早于1978年,按1978年开业计算)到企业进入样本年份固定资产原值增长率,然后按照这一增长率倒推出企业开业年份以及从开业年份到首次进入样本年份之间各年固定资产原值,并将推算出的固定资产原值按照 Perkins and Rawski(2008)所构建的价格指数进行平减,然后利用永续盘存法得到企业第一次进入样本年份(基期)的实际固定资产原值。企业从进入样本到退出样本期间的实际固定资产原值通过将本期固定资产原值减去前一期固定资产原值,并采用 Perkins and Rawski(2008)构建的价格指数进行平减得到。最后,在得到基期与进入样本后历年实际固定资产原值后,采用永续盘存法计算各年实际固定资产原值^①,进而得到历年实际资本存量。企业的实际债务也通过类似的方法估算得到。此外,本文删除了资本与资本债务之差比值小于1或者大于100这样不满足模型设定或者取值异常的企业观测值,然后对余下企业的实际资本与债务进行加总,最后根据式(22)求得 η 。

如前所述,我国主要金融部门的改革缓慢而不完全,导致中国金融发展缓慢。那么本文基于结构模型构建的融资约束变量 η 是否能够体现这一点呢?图3绘制了1998—2007年间 η 的动态演进图,可以看出这十年间 η 的值仅在4.98至5.35这样一个非常狭窄的区间内波动,大部分时期的数值与5.2非常接近,且从1998年的5.35略微下降到2007年的5.01,融资环境不但没有改善似乎还略微收紧。图3一方面表明本文基于结构模型构建的融资约束变量与

^① 与 Brandt et al. (2012)一样,本文永续盘存法所使用的折旧率为9%。

已有文献以及微观数据有着较好的契合,从而增加了下文分析的可信度;另一方面也表明在中国金融发展长期缓慢的背景下,探索缓解融资约束对经济影响新思路的必要性与迫切性。根据前文的设定 η 越大代表融资约束越小,为方便下文的描述,本文在计量分析部分采用 $-\eta$ 作为融资约束的代理变量。

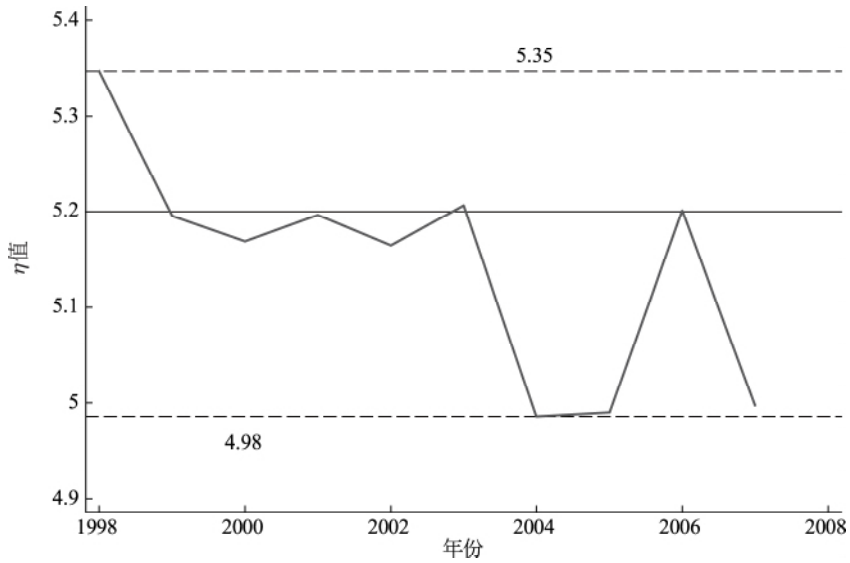


图3 η 动态演进图

此外,鉴于采用社会融资总额占 GDP 的比重来测度金融发展是文献的通常做法(张军和金煜,2005;赵勇和雷达,2010),同时考虑到与已有文献的可比性以及结果的稳健性,本文还采用社会融资总额占 GDP 比重的相反数来代表融资约束。

4.4 构建企业效率韧性变量 $Persistent_{it}$ 以及控制变量

微观企业效率的韧性是本文将要考察另一核心变量。本文在估算出企业全要素生产率的基础上,在省级层面对微观企业生产效率构建一阶自回归模型 AR(1),即 $\varphi_t = c + \rho\varphi_{t-1} + \varepsilon_t$, 并采用一省(市、地区)一阶自回归模型系数的估计值 $\hat{\rho}$ 作为该省(市、地区)企业效率韧性的代理变量^①。由于 $\hat{\rho}$ 表示企业效率自相关系数的估计值,因此,一省(市、地区) $\hat{\rho}$ 越大,那么该省(市、地区)企业效率韧性就越高。然而,采用这一方法可能出现小样本估计偏误以及所估算出的企业效率韧性不随时间变化这两个问题。具体而言,由于微观企业样本跨度

^① Moll(2014)采用这一方法衡量了智利与哥伦比亚企业效率的韧性。

只有十年,且样本数据为非平衡面板数据,采用 AR(1)模型所估计的系数表示企业效率韧性可能存在小样本偏误。尽管 Moll(2014)采用蒙特卡罗模拟方法对这一潜在的偏误进行考察,认为这一偏误很小,然而考虑到下文回归结果的稳健性以及为了更准确地识别哪类企业的韧性对融资约束负向影响具有抵消作用,本文还采用企业效率连续两期落在同一效率区间的概率来表示企业效率韧性。根据前述理论企业效率的韧性对融资约束负向影响的抵消作用主要是通过高效率企业效率的韧性实现的(效率越高的企业越有可能通过自我积累或其他措施应对抵消融资约束的影响),因此,本文采用效率落在高分位数区间(效率位于 90%分位数之上)的企业下期依然落在该分位数区间内的可能性来衡量一个地区微观企业生产效率的韧性。本文在数据中识别这一变量的具体做法是,采用效率连续两期落在高效率区间企业数量除以第一期该区间企业的数量得到。为进一步识别具体哪类企业效率的韧性对融资约束负向影响具有抵消作用,本文除了采用所有企业一阶自回归系数与效率连续落在高分位数区间的可能性作为企业效率韧性的代理变量之外,还采用效率连续落在较低分位数区间的可能性作为企业效率韧性的代理变量。

对于计量模型式(23)~(25)中的控制变量 X 而言,本文选择了现有文献已识别的影响地区经济绩效的主要变量:外商直接投资占 GDP 的比重(FDI),采用这一变量衡量一省(市、地区)对外开放程度,使用该变量代表性文献有林毅夫和孙希芳(2008)以及汪锋等(2006);财政支出与 GDP 比值(FiscalExp);人力资本(HumanCap)与物质资本(PhysicalCap),分别用平均每千人中高等学校在校生人数的对数和固定资产投资增长率表示(邵帅和齐中英,2008;林毅夫和孙希芳,2008)。表 2 报告了前述主要变量的定义。

表 2 主要变量名称和定义

变量名称	变量定义
TFP_LP	基于 LP 方法估计的效率进行加总的全要素生产率
TFP_OP	基于 OP 方法估计的效率进行加总的全要素生产率
TFP_Labor	基于劳动生产率进行加总的全要素生产率
FiniancialCons	融资约束
Persistent_AR	企业效率自相关系数的估计值
Persistent_2Period	企业效率连续两期落在高于 90%分位数区间的概率
Cross1	融资约束×企业效率自相关系数估计值
Cross2	融资约束×企业效率连续两期落在高于 90%分位数区间的概率
HumanCap	平均每千人中高等学校在校生人数的对数
PhysicalCap	固定资产投资增长率
FDI	外商直接投资占 GDP 的比重
FiscalExp	政府财政支出占 GDP 比重

5 计量结果与分析

5.1 基本计量回归结果

在前文数据处理和基于结构表达式构建核心变量的基础上,本节将对前述理论模型结果进行实证考察。具体而言,本节将考察融资约束是否显著地降低了加总全要素生产率;如果融资约束显著地抑制了加总全要素生产率的提升或降低了加总全要素生产率,那么这一影响是否如前述理论结果所言,随着微观企业效率韧性的增加而降低;并进一步识别究竟哪类企业效率的韧性对融资约束的负向作用具有抵消作用;此外,本文还尝试更进一步地考察,如果融资约束对加总全要素生产率的负向影响随着微观企业效率韧性的增加而降低,那么,平均而言,现阶段我国微观企业效率韧性是否能够足以抵消融资约束对加总全要素生产率的负向影响。

表3~表5分别对应报告了计量模型式(23)~(25)的回归结果,其中,被解释变量基于LP方法估算的微观企业生产效率构建。具体而言,表3报告了计量模型式(23)的估计结果。表3中的模型(1)与模型(2)分别代表加入与不加入控制变量情形下,融资约束对加总全要素生产率的影响。表3的计量结果表明融资约束对加总全要素生产率具有负向影响,且在1%的显著性水平上显著,控制变量的变动并不改变融资约束对加总全要素生产率的显著负向影响。这一发现也进一步印证了前述理论模型的结果。张军和金煜(2005)、赵勇和雷达(2010)以及石晓军和张顺明(2010)等均发现了金融发展有利于提升加总全要素生产率的证据,换言之,发现了融资约束对加总全要素生产率提升具有抑制作用的证据。此外,HumanCap系数显著为正,意味着人力资本的增加也有利于加总全要素生产率的提高。

表4报告了计量模型式(24)的回归结果。其中,模型(1)和模型(2)采用AR(1)模型系数的估计值作为企业生产效率韧性的代理变量;模型(3)和模型(4)采用企业效率连续两期落在高于90%分位数区间的可能性作为企业生产效率韧性的代理变量。此外,需要说明的是当采用AR(1)模型估计的系数表示企业效率韧性时,每个省(市、地区)的企业效率韧性是不随时间变化的固定变量,在计量回归模型式(24)中被个体固定效应吸收,因此表4中的模型(1)和模型(2)未单独包含企业效率韧性变量。表4稳健地显示,融资约束与企业效率韧性交叉项的系数基本都在1%的显著性水平上显著为正,这意味着融资约束对加总全要素生产率的负向影响随着微观企业效率韧性增加而降低,进而印证了前述理论模型结果。另外,从模型(1)和模型(2)可直观地看出,当微观企业

效率韧性足够大(一阶自回归模型所估计的企业效率自相关系数接近 1 时),融资约束对加总全要素生产率基本不产生负向影响,这一发现亦与前述理论结果相吻合,从模型(3)和模型(4)也可以得到类似的结果。我们认为,本文这一结果为我们缓解融资约束对宏观经济绩效负向影响提供了新思路,即一省(市、地区)除了可以通过直接缓解融资约束来减缓融资约束对宏观经济绩效负向影响,还可以通过为企业创造稳定的经营环境提高本省(市、地区)微观企业效率的韧性这一间接方式来实现这一目标。

表 3 计量模型式(23)的回归结果

	TFP_LP	
	模型(1)	模型(2)
FiniancialCons	-0.2325 *** (0.0370)	-0.1767 *** (0.0318)
HumanCap		0.0170 *** (0.0053)
PhsicalCap		-0.0767 (0.2541)
FDI		1.2508 (1.8736)
FiscalExp		0.1958 (0.8911)
_Cons	1.2649 *** (0.1920)	1.3481 *** (0.1964)
固定效应	是	是
N	280	243
adj. R ²	0.0394	0.0443

注:括号中是标准误,* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 4 计量模型式(24)的回归结果

	TFP_LP			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
FiniancialCons	-0.8205 (0.7358)	-1.4390 ** (0.6538)	-0.6420 *** (0.0638)	-0.4946 *** (0.0528)
Cross1	0.6840 (0.8548)	1.4648 * (0.7578)		
Cross2			1.0297 *** (0.1578)	0.8018 *** (0.1374)
Persistent_2Period			4.8071 *** (0.8310)	3.5756 *** (0.7123)

续表

	TFP_LP			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
HumanCap		0.0199** (0.0055)		0.0096* (0.0055)
PhsicalCap		-0.0771 (0.2524)		-0.0732 (0.2345)
FDI		1.1875 (1.8618)		-1.4313 (1.7365)
FiscalExp		0.2941 (0.8868)		0.8983 (0.8167)
_Cons	1.2420*** (0.1943)	1.2239*** (0.2055)	-0.6158* (0.3414)	0.0371 (0.2892)
固定效应	是	是	是	是
N	280	243	252	216
adj. R ²	0.0381	0.0565	0.2500	0.2646

注:括号中是标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。其中(1)和(2)采用AR(1)模型的系数作为企业生产效率的持续性的代理变量;(3)和(4)采用企业效率连续两期落在90%分位数之上的概率作为代理变量。

表5 计量模型式(25)的回归结果

	TFP_LP			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
FiniancialCons	-0.2387*** (0.0378)	-0.1932*** (0.0328)	-0.1682*** (0.0399)	-0.1257*** (0.0358)
Cross1	0.6840 (0.8548)	1.4648* (0.7578)		
Cross2			1.0297*** (0.1578)	0.8018*** (0.1374)
Persistent_2Period			4.8071*** (0.8310)	3.5756*** (0.7123)
HumanCap		0.0199** (0.0055)		0.0096* (0.0055)
PhsicalCap		-0.0771 (0.2524)		-0.0732 (0.2345)
FDI		1.1875 (1.8618)		-1.4313 (1.7365)
FiscalExp		0.2941 (0.8868)		0.8983 (0.8167)
_Cons	1.2420*** (0.1943)	1.2239*** (0.2055)	-0.6158* (0.3414)	0.0371 (0.2892)

续表

	TFP_LP			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
固定效应	是	是	是	是
N	280	243	252	216
adj. R ²	0.0381	0.0565	0.2961	0.2646

注:括号中是标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。其中(1)和(2)采用 AR(1)模型的系数作为企业生产效率的持续性的代理变量;(3)和(4)采用企业效率连续两期落在 90%分位数之上的概率作为代理变量。

表 5 报告了计量模型式(25)的回归结果。其中,模型(1)~模型(4)与表 4 有着相同的解释。根据计量模型式(25)的设定,融资约束变量 FinancialCons 系数的估计值表示融资约束对加总全要素生产率的平均偏效应,即当微观企业效率韧性变量取均值时融资约束对加总全要素生产率的影响。结果显示该种情形下,融资约束对加总全要素生产率依然具有显著负向影响。这一结果表明在我国,虽然融资约束对加总全要素生产率的负向影响随着微观企业效率韧性的增加而降低,但是平均而言,我国微观企业效率的韧性还尚不足以抵消融资约束对加总全要素生产率的负向影响,亟需提高。

如前所述,微观企业效率的韧性对融资约束负向影响的抵消作用主要是由高效率企业的韧性驱动。为进一步验证这一机制,我们采用企业效率连续两期落在较低分位数区间内(70%分位数以下)的可能性作为企业生产效率韧性的代理变量。与预期一致,结果显示,该情形下微观企业效率的韧性对融资约束负向影响的抵消作用不再显著,这一结果在表 6 中报告。

表 6 企业效率韧性采用连续两期落在 70%分位数之下的概率表示

	TFP_LP	
	(1)	(2)
FinancialCons	-0.3610*** (0.1029)	-0.2909*** (0.0802)
Cross	0.1266 (0.2311)	0.1109 (0.1833)
Persistent_2Period	1.2288 (1.1318)	0.8215 (0.8910)
Humancap		0.0160*** (0.0059)
PhysicalCap		0.0330 (0.2597)
FDI		0.9304 (1.8395)

续表

	TFP _{LP}	
	(1)	(2)
Fiscalexp		-0.3284 (0.8665)
_cons	0.3146 (0.5227)	0.7084* (0.4144)
个体效应	是	是
N	252	216
adj. R ²	0.1209	0.1284

注:括号中是标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

5.2 稳健性分析

由于全要素生产率可能影响融资约束,因此计量模型可能存在由“反向因果”而引起的内生性。基于经济理论推导出的结构表达式构建计量模型,在理论上降低了计量回归出现“反向因果”的可能性,进而在一定程度上缓解了内生性对回归结果的影响。然而,考虑到结果的稳健性同时为进一步克服内生性问题,参照张军和金煜(2005)的做法,在估计实证模型(23)~(25)时,本文对随时间改变的解释变量作滞后一期的处理,以使这些解释变量成为被解释变量被观察到之前已经决定的变量。对应计量模型(23)~(25),表7~9报告了所有解释变量取一阶滞后的回归结果。其中表7中的模型(1)、模型(2)与表4有着相同的解释,表8、表9中的模型(1)~(4)与表4、表5中的模型(1)~(4)有着相同的解释。观察表7~9的回归结果发现,对随时间改变的解释变量滞后一期处理基本不影响模型回归结果,结果依然稳健,即融资约束显著降低了加总全要素生产率;微观企业效率韧性的提高有助于抵消融资约束对加总全要素生产率的负面影响(值得指出的是表8第一列融资约束与交叉项的系数虽然不显著但符号依然符合预期,系数不显著可能是遗漏变量产生的);平均而言,我国当前微观企业效率的韧性还尚不足以抵消融资约束对加总全要素生产率的负面影响,有待提高。

另外,本文还采用社会融资总额占GDP比重的相反数衡量融资约束,并对核心计量模型式(24)进行回归^①,表10报告了回归结果。从表10中可以看出,虽然关键变量的显著性有所降低,但是这些变量的符号依然与预期相符,即在回归模型中融资约束的系数仍旧为负(融资约束对加总全要素生产率具有负向

^① 审稿人建议除了利用工业企业数据库构造融资约束指标外,还应该使用省份层面的金融发展水平作为衡量指标。再次感谢审稿人建设性的意见。

影响), 融资约束与企业效率韧性变量交叉项的系数为正(融资约束对加总全要素生产率的负向影响随着企业效率韧性的提高而降低)。关键解释变量的显著性有所降低可能是由于融资约束基于宏观数据构建, 而被解释变量加总全要素生产率是基于微观数据构建。

表 7 计量模型式(23)的回归结果(随时间变化的解释变量滞后一期)

	TFP_LP	
	模型(1)	模型(2)
FiniancialCons	-0.1970*** (0.0301)	-0.1896*** (0.0329)
HumanCap		0.0177*** (0.0058)
PhsicalCap		-0.1037 (0.2572)
FDI		1.9348 (1.8498)
FiscalExp		-0.0706 (0.8707)
_Cons	1.4742*** (0.1567)	1.3167*** (0.2025)
固定效应	是	是
N	252	216
adj. R ²	0.0555	0.0531

注: 括号中是标准误, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 8 计量模型式(24)的回归结果(随时间变化的解释变量滞后一期)

	TFP_LP			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
FiniancialCons	-0.7966 (0.6098)	-1.4022** (0.6824)	-0.4164*** (0.0522)	-0.3415*** (0.0567)
Cross1	0.6967 (0.7078)	1.4048* (0.7909)		
Cross2			0.6488*** (0.1291)	0.4827*** (0.1474)
Persistent_2Period			3.4714*** (0.6795)	2.5288*** (0.7734)
HumanCap		0.0202*** (0.0060)		0.0117* (0.0059)
PhsicalCap		-0.1025 (0.2557)		-0.1371 (0.2517)

续表

	TFP_LP			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
FDI		1.8647 (1.8395)		0.4720 (1.8634)
FiscalExp		0.0538 (0.8685)		0.6391 (0.8764)
_Cons	1.4464*** (0.1592)	1.1959*** (0.2091)	0.2981 (0.2791)	0.5053 (0.3104)
固定效应	是	是	是	是
N	252	216	252	216
adj. R ²	0.0554	0.0641	0.1495	0.1002

注:括号中是标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。其中(1)和(2)采用AR(1)模型的系数作为企业生产效率的持续性的代理变量;(3)和(4)采用企业效率连续两期落在90%分位数之上的概率作为代理变量。

表9 计量模型式(25)的回归结果(随时间变化的解释变量滞后一期)

	TFP_LP			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
FiniancialCons	-0.2039*** (0.0309)	-0.2053*** (0.0338)	-0.1179*** (0.0326)	-0.1194*** (0.0384)
Cross1	0.6967 (0.7078)	1.4048* (0.7909)		
Cross2			0.6488*** (0.1291)	0.4827*** (0.1474)
Persistent_2Period			3.4714*** (0.6795)	2.6011*** (0.7644)
HumanCap		0.0202*** (0.0060)		0.0117* (0.0059)
PhsicalCap		-0.1025 (0.2557)		-0.1371 (0.2517)
FDI		1.8647 (1.8395)		0.4720 (1.8634)
FiscalExp		0.0538 (0.8685)		0.6391 (0.8764)
_Cons	1.4464*** (0.1592)	1.1959*** (0.2091)	0.2981 (0.2791)	0.5053 (0.3104)
固定效应	是	是	是	是
N	252	216	252	216
adj. R ²	0.0554	0.0641	0.1495	0.1002

注:括号中是标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。其中(1)和(2)采用AR(1)模型的系数作为企业生产效率的持续性的代理变量;(3)和(4)采用企业效率连续两期落在90%分位数之上的概率作为代理变量。

表 10 计量模型式(24)的回归结果

	TFP_LP			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
FiniancialCons	-0.23956 (2.2624)	-0.3527 (1.9749)	-0.0440 (0.0972)	-0.0451 (0.0791)
Cross1	2.7577 (2.6097)	0.3923 (2.2788)		
Cross2			0.1086 (0.2528)	0.1697 (0.2348)
Persistent_2Period			0.0464 (0.7703)	0.1841 (0.6754)
HumanCap		0.0129 *** (0.0058)		0.0156 * (0.0071)
PhsicalCap		-0.3308 (0.2742)		-0.3003 (0.2955)
FDI		1.2058 (2.0383)		1.4405 (2.1138)
FiscalExp		1.3409 (1.0475)		0.8444 (1.0814)
_Cons	2.3597 *** (0.1351)	2.1317 *** (0.2134)	2.4382 *** (0.3179)	2.1990 *** (0.3129)
固定效应	是	是	是	是
N	275	239	248	213

注:括号中是标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。其中(1)和(2)采用AR(1)模型的系数作为企业生产效率的持续性的代理变量;(3)和(4)采用企业效率连续两期落在90%分位数之上的概率作为代理变量。

前述计量回归中的被解释变量均基于LP方法估算的企业生产效率构建,如前所述,考虑到OP方法是文献估计企业效率常用方法(如,毛其淋和盛斌,2013;杨汝岱,2015),一些文献还采用劳动生产率度量企业效率(如,李志远和余淼杰,2013;孙浦阳等,2013)。结果显示,这两种情景下,融资约束对加总全要素生产率影响的负向影响小于采用LP方法估算的企业生产效率构建被解释变量的情形,这一结果与文献中采用LP方法估算的企业生产效率大于劳动生产率以及OP方法所估算的企业生产效率一致。虽然这两种情形下融资约束对加总全要素生产率的影响有所降低,但是影响程度仍然在1%的显著性水平上显著。另外,这两种情形下,融资约束对加总全要素生产率的负向影响随着微观企业效率韧性增加而降低,当微观企业效率韧性足够大,融资约束对加总全

要素生产率基本不产生负向影响,而且平均而言当前我国微观企业效率韧性还尚不足以抵消融资约束对加总全要素生产率的负向影响。

为获取特定地区在不同年份企业进入市场生产效率下限,前文采用该地区在不同年份位于生产率分布5%分位数以下企业效率的算术平均作为该地区在相应年份企业进入市场生产率下限的代理变量,并在此基础上根据结构表达式(20)构建计量回归模型的被解释变量。考虑到结果的稳健性,本研究还采用10%分位数以下企业效率的算术平均作为企业进入市场生产率下限代理变量。结果显示,这一变化亦不改变前述基本计量回归结果。另外,西藏企业的样本较少,在估算其资本产出弹性时有可能存在偏误。为了进一步检验计量回归结果的稳健性,本文采用除去西藏之后的样本对计量模型(23)~(25)进行回归,回归结果显示估计参数的符号和显著性均没有明显变化。以上分析表明本文计量结果十分稳健。为节省篇幅,以上稳健性分析结果未在文中报告^①。

6 结论

在中国经济迈入“新常态”,以往高投入、高耗能、高排放经济发展方式不可持续的大背景下,提高经济运行的效率势必成为未来撬动中国经济可持续发展的重要抓手。融资约束或者金融发展被视为影响加总全要素生产率最重要的因素之一而受到政府和学者们的广泛关注。本文旨在从理论和实证两个方面探讨融资约束对我国加总全要素生产率的影响,并首次考察了微观企业效率韧性对融资约束与我国加总全要素生产率关系的影响。研究发现,融资约束显著降低了我国宏观经济运行效率,但融资约束对我国宏观经济运行效率的负向影响随着微观企业效率韧性的升高而降低,当微观企业效率韧性提高到一定水平,融资约束对加总全要素生产率的负向影响甚至不再显著;此外,研究还发现,平均而言我国微观企业效率韧性还尚不足以抵消融资约束对加总全要素生产率的负向影响,微观企业效率韧性还有待提高。

以上结论的一个明显的政策含义是,除了可以通过直接缓解融资约束这一常规方法来减缓融资约束对加总全要素生产率负向影响,还可以通过为高效率企业创造稳定的经营环境来提高这些企业效率的韧性来实现这一目标。值得注意的是,在我国虽然金融改革的重要性已被广泛地认识到,但是主要金融部

^① 根据审稿人的建议,稳健性检验主要以LP因变量为基础,其他因变量的检验结果注释说明。有兴趣的读者可向作者索取稳健性分析结果。

门(如银行部门)的改革依然缓慢而不完全,进而导致中国金融发展缓慢(张军和金煜,2005);前文图1与图3均显示,1998—2007年这10年间我国金融发展缓慢、融资约束状况并无实质改善。显然,在我国金融发展相对缓慢、金融改革本身长期遇到阻力、收效甚微的背景下,通过类似于提高企业、特别是高效率微观企业效率的韧性这样的间接手段来减缓融资约束对宏观经济绩效负向影响有着不言而喻的重要意义。此外,本文发现高新技术行业企业效率韧性一般高于传统行业,因此除了给企业提供稳定的经营环境之外,政府出台政策促进产业结构优化升级也是提高企业,特别是高效率企业效率韧性的重要手段。

附录

首先考虑 $k > 0, n > 0$ 和 $\mu > 0$ 的情形,由式(12)可知,当 $\mu > 0$ 时, $k = \eta\alpha$; 根据式(11)可知,当 $n > 0$ 时, $n = \varphi [(1-\alpha)/\tau w]^{1/a} k(\varphi, a)$; 由式(10)可知,当 $k > 0$ 时, $\alpha\varphi(\varphi k)^{\alpha-1} n^{1-\alpha} = (r + \delta + \mu)$, 将 $n = \varphi [(1-\alpha)/\tau w]^{1/a} k(\varphi, a)$ 代入可得:

$$\alpha\varphi [(1-\alpha)/\tau w]^{(1-\alpha)/a} = r + \delta + \mu \tag{1}$$

由于 $\mu > 0$, 要保证式(1)成立, 需要如下条件:

$$\varphi \geq \frac{r + \delta}{\alpha [(1-\alpha)/\tau w]^{(1-\alpha)/a}} = \underline{\varphi} \tag{2}$$

根据以上分析易知,当 $\varphi \geq \underline{\varphi}$ 时, $k = \eta\alpha$ 和 $l = \varphi [(1-\alpha)/\tau w]^{1/a} \eta\alpha$ 是式(10)~(12)一个均衡解。现在考察 $k = 0, n = 0$ 和 $\mu = 0$ 的情形,根据式(12),当 $\mu = 0$ 时, Kuhn-Tucker 条件要求 $dL/d\mu \geq 0$ 成立, 因为 $k = 0$, 所以这一条件自然满足; 当 $n = 0$ 时, Kuhn-Tucker 条件要求 $dL/dn \leq 0$ 成立, 因为 $n = 0$, 这一条件也满足; 当 $k = 0$ 时, Kuhn-Tucker 条件要求 $dL/dk \leq 0$ 成立, 这一条件由于 $k = 0$ 和 $\mu = 0$ 而得到满足。因此, $k = 0$ 和 $n = 0$ 是式(10)~(12)的另外一个均衡解。此外,本文还对其他6种情形进行了一一验证,发现都不满足 Kuhn-Tucker 条件^①。综上所述,式(10)~(12)的解可写成如下形式:

$$k^* = \begin{cases} \eta\alpha & \text{如果 } \varphi > \underline{\varphi} \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \tag{3}$$

$$n^* = \begin{cases} \varphi [(1-\alpha)/\tau w]^{1/a} \eta\alpha & \text{如果 } \varphi > \underline{\varphi} \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \tag{4}$$

^① 这6种情形分别是 $k = 0, n = 0$ 和 $\mu > 0, k = 0, n > 0$ 和 $\mu > 0, k > 0, n = 0$ 和 $\mu > 0, k > 0, n > 0$ 和 $\mu = 0, k = 0, n > 0$ 和 $\mu = 0$ 以及 $k > 0, n = 0$ 和 $\mu = 0$ 。

附表1 各省(市、区)资本份额(LP方法估计)

省名称	代码	系数	标准误	省名称	代码	系数	标准误
北京	11	0.3972	0.0613	河南	41	0.4016	0.0105
天津	12	0.5951	0.0233	湖北	42	0.3809	0.0348
河北	13	0.3162	0.0510	湖南	43	0.2406	0.0171
山西	14	0.5362	0.0947	广东	44	0.3251	0.0088
内蒙古	15	0.4219	0.0555	广西	45	0.5644	0.0504
辽宁	21	0.3870	0.0544	海南	46	0.7055	0.0214
黑龙江	23	0.3570	0.0076	四川	51	0.3793	0.0318
上海	31	0.6546	0.1156	贵州	52	0.4075	0.0080
江苏	32	0.3606	0.0110	云南	53	0.4846	0.2952
浙江	33	0.4074	0.0301	西藏	54	0.0000	0.1210
安徽	34	0.3580	0.0465	陕西	61	0.4010	0.0261
福建	35	0.3010	0.0285	青海	63	0.8789	0.1368
江西	36	0.3384	0.0212	宁夏	64	0.3640	0.0378
山东	37	0.2697	0.0138	新疆	65	0.4788	0.1953

注:本文把重庆归入四川。

参考文献

- 陈登科,陈诗一,汪莉. 2015. “偏向性”税收、企业异质性与中国经济增长绩效——基于工业企业微观数据的研究[R]. 工作论文.
- 蒋冠宏,蒋殿春. 2014. 中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步[J]. 世界经济, (9): 53-76.
- 李科,徐龙炳. 2011. 融资约束、债务能力与公司业绩[J]. 经济研究, (5): 61-73.
- 李志远,余淼杰. 2013. 生产率、信贷约束与企业出口:基于中国企业层面的理论和实证分析[J]. 经济研究, (6): 85-99.
- 林毅夫,孙希芳. 2008. 银行业结构与经济增长[J]. 经济研究, (9): 31-45.
- 刘小玄,李双杰. 2008. 制造业企业相对效率的度量和比较及其内生决定因素(2000—2004)[J]. 经济学(季刊), (3): 843-869.
- 卢峰,姚洋. 2004. 金融压抑下的法制、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学, (1): 42-55.
- 马光荣,李力行. 2014. 金融契约效率、企业退出与资源误置[J]. 世界经济, (10): 77-103.
- 毛其淋,盛斌. 2013. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究, (4): 16-29.

- 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 2012. 中国工业企业数据库使用的现状和潜在的问题[J]. 世界经济, (5): 142-158.
- 邵帅, 齐中英. 2008. 西部地区的能源开发与经济增长[J]. 经济研究, (4): 147-160.
- 石晓军, 张顺明. 2010. 商业信用、融资约束及效率影响[J]. 经济研究, (1): 102-114.
- 孙浦阳, 蒋为, 张龔. 2013. 产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证[J]. 经济研究, (4): 30-42.
- 涂正革. 2008. 环境、资源与工业增长的协调性——基于方向性环境距离函数对规模以上工业的分析[J]. 经济研究, (2): 93-105.
- 涂正革, 肖耿. 2005. 中国的工业生产力革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析[J]. 经济研究, (3): 4-15.
- 王兵, 颜鹏飞. 2007. 技术效率、技术进步与东亚经济增长[J]. 经济研究, (5): 91-103.
- 汪锋, 张宗盛, 康继军. 2006. 企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛[J]. 世界经济, (6): 48-60.
- 姚耀军. 2012. 金融发展与全要素生产率增长: 区域差异重要吗? ——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 当代财经, (3): 43-53.
- 袁云峰, 曹旭华. 2007. 金融发展与经济增长效率的关系实证研究[J]. 统计研究, (5): 60-66.
- 杨汝岱. 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, (2): 61-74.
- 张军, 金煜. 2005. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987—2001[J]. 经济研究, (11): 34-45.
- 赵勇, 雷达. 2010. 金融发展与经济增长: 生产率促进抑或资本形成[J]. 世界经济, (2): 37-50.
- 朱承亮, 岳宏志, 李婷. 2009. 中国经济增长效率及其影响因素的实证研究: 1985—2007[J]. 数量经济技术经济研究, (9): 52-63.
- Arestis P, Georgios C, Evangelia D. 2006. Technical efficiency and financial deepening in the Non-OECD economies[J]. *International Review of Applied Economics*, (3): 353-373.
- Brandt L, Zhu X D. 2009. Accounting for China's growth[R]. Institute for the Study of Labor Discussion Paper, 4764.
- Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction, firm level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of the Development Economics*, 97(2): 339-351.

- Cai HB, Liu Q. 2009. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industry firms[J]. *Economic Journal*, 19: 164-195.
- Hsieh C T, Klenow P J. 2009. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 74(4): 1403-48.
- Guariglia A, Poncet S. 2008. Could financial distortions be no impediment to economic growth after all, evidence from China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 36(4): 633-657.
- Kiyotaki N, Moore J. 1997. Credit cycles[J]. *Journal of Political Economy*, 105(2): 211-248.
- Levinsohn J, Petrin A. 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- Liang Z. 2006. Financial development, growth and regional disparity post-reform China[J]. *United Nations University Research Paper*.
- Midrigan V, Xu D Y. 2014. Finance and misallocation: Evidence from plant-level data[J]. *American Economic Review*, 104(2): 422-458.
- Méon P, Weil L. 2010. Does financial intermediation matter for macroeconomic performance? [J]. *Economic Modelling*, 27(1): 296-303.
- Moll B. 2010. Productivity losses from financial frictions: Can self-financing undo capital misallocation? [R]. NBER Working Paper.
- Moll B. 2014. Productivity losses from financial frictions: Can self-financing undo capital misallocation? [J]. *American Economic Review*, 104(10): 3186-3221.
- Olley G S, Pakes A. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- Perkins H, Rawski G. 2008. Forecasting China's economic growth to 2025[R]. <http://www.cambridge.org/9780521885577>.
- Yasar M, Raciborski R. 2008. Production function estimation in stata using the olley and pakes method[J]. *Stata Journal*, 8(2): 221-231.

Financial Constraints, Stability of Firms' Productivity and the Aggregate TFP

Shiyi Chen, Dengke Chen

(School of Economics, Fudan University)

Abstract Financial constraints are supposed to be one of the most important factors that influence macro-economy productivity. Using economics theory, this paper derives the structural expressions of financial constraints and macro-economy productivity. Based on this, we investigate the relationship between financial constraints and macro-economy productivity from theoretical and empirical perspectives. Moreover, this paper is the first one that examines the role of the persistence of firms' productivity in the process of financial constraints influencing China's macro-economy productivity. The results suggest while the financial constraints significantly reduce China's macro-economy productivity, the negative effects of financial constraints on China's macro-economy productivity decrease with the increase of the persistence of firms' productivity. Besides, the results also imply that, on average, the persistence of firms' productivity is not strong enough to offset the negative influences of financial constraints on China's macro-economy productivity. The findings above provides new ideas for reducing the negative effects of financial constraints on China's macro-economy productivity, that is, apart from alleviating financial constraints, the government can raise the persistence of firms' productivity to lessen the negative effects by creating stable business environment for firms.

JEL Classification O47, G31, C23