

资源错配、企业进入退出与全要素生产率增长

李俊青,苗二森

(南开大学 经济学院,天津 300071)

摘要: 资源错配差异是影响发达国家与发展中国家经济差距的重要因素。构建了资源错配、企业进入退出与全要素生产率之间的动态微观机制,运用1998—2007年工业企业数据库的微观数据进行实证分析。研究表明:(1)资源错配会形成外生行业壁垒,致使企业之间表现出不同的边际生产力,直接影响企业全要素生产率的提升,且更高的税率和融资成本会进一步加重资源错配的扭曲效应。(2)当存在行业壁垒时,企业选择较低的全要素生产率可以缓解收入扭曲效应,内生地决定行业进入和退出门槛,进而导致市场承载过多的低效率企业。这不仅抑制了市场机制对企业的正常更迭效应,还挤压了企业的利润份额,影响了企业技术投资,最终致使企业全要素生产率增长缓慢。在处理内生性问题和更换核心指标测度方法后,实证结果依然稳健。分样本研究还发现,资源错配的改善对非国有企业的影响更为显著。研究结论对中国经济转型升级和实现高质量发展目标具有重要的启示作用。

关键词: 资源错配; 进入门槛; 退出门槛; 行业壁垒; 全要素生产率

中图分类号: F124 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)01-0001-14

一、引言

党的十九大报告指出,要推动经济发展的质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率,使中国经济成功由高速增长阶段转变为高质量发展阶段。如何实现全要素生产率(Total Factor Productivity,TFP)的可持续提升是完成这一转变的重要问题。资源错配程度的不同是造成不同国家之间全要素生产率差异的重要因素^[1]。美国的资源错配程度为0.09,印度的资源错配程度为0.50,墨西哥的资源错配程度为0.66^[2]。若完全消除资源错配,美国制造业的TFP将提升30%~43%,印度制造业的TFP将提升100%~128%,中国制造业的TFP将提升86%~115%^[1]。资源错配已然成为影响中国全要素生产率提升的一个关键性因素。

资源错配是指生产要素没有自由流动到回报率高的企业,使得各企业间的边际生产力不同,进而产生经济效率损失。在中国市场经济逐步完善的过程中,市场不完全和企业所有制差异等因素会造成资源错配^[3-5]。例如,相对于一些高效率的私有企业,一些低效率的国有企业有时更容易获得金融机构的贷款和国家补贴,从而导致资源错配^[5]。改革开放的前三十年间,中国依靠廉价劳动力和大规模资本投入的要素驱动模式,使经济保持了年均10%的高速增长,地方政府也为此暂时容忍了资源错配导致的技术效率损失问题。2012年之后,中国开始进入中高速的经济增长新常态,劳动

收稿日期:2019-09-08;修回日期:2019-12-18

作者简介:李俊青(1972—),男,天津人,南开大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为制度质量与经济增长;苗二森(1989—),男,河南济源人,通讯作者,南开大学经济学院博士研究生,研究方向为要素配给制度与经济增长。

基金项目:国家社会科学基金重点项目(14AJL010);天津市哲学社会科学规划重点项目(BE121162);天津市“131”创新型人才团队项目(C02018);南开大学百名青年学科带头人(团队)计划(91923135)

力和资本对经济增长的贡献疲软,目前,中国亟需通过改善资源错配释放全要素生产率增长红利,完成经济驱动力的模式转换,推动中国经济高质量发展。

国内外许多学者对资源错配和全要素生产率的问题做了深入研究。首先,已有文献集中于研究资源错配对全要素生产率的直接影响^[1-4,6]。Hsieh and Klenow^[1]研究指出,某些外在干预因素会导致要素价格发生扭曲,进而致使企业间的要素边际产出不同,资源配置偏离最优状态,最终降低整个经济体的TFP水平,如果中国能实现与美国齐平的资源配置效率,其制造业全要素生产率将提高30%~50%。龚关和胡关亮^[6]、文东伟^[4]放松了Hsieh and Klenow^[1]模型中规模报酬不变的假定,运用中国工业企业数据库数据考察了中国的资源错配情况。这些研究肯定了资源配置改善对全要素生产率的提升作用,但是忽视了资源错配对全要素生产率的间接影响。资源错配会影响高效率的企业进入行业,间接降低行业的全要素生产率^[7-8]。盖庆恩等^[8]将垄断势力影响企业进出行为进而带来的全要素生产率损失称为间接效应,并指出若消除中国劳动力市场扭曲,TFP将获得较大提升,其中通过直接效应,全要素生产率可以提高11.42%,通过间接效应,全要素生产率可以提高21.69%,间接效应几乎是直接效应的两倍。因此,忽视间接影响会严重低估资源错配的扭曲效应。其次,已有关于资源错配对全要素生产率影响的文献多数是静态研究,忽视了资源错配对全要素生产率的动态影响。例如,简泽^[3]发现,地区市场分割与金融市场不完全会引起产业内不同企业间的资源配置扭曲,进而导致企业间全要素生产率出现差异,但其仅利用三年的横截面数据研究了四个典型性产业,无法刻画出二者之间的动态规律。资源错配不仅仅影响当期全要素生产率的增长,还会破坏市场“优胜劣汰”的筛选机制,使过多的低效率企业存活于市场中,挤占高效率企业可利用的资源,造成企业全要素生产率的长期损失。Peters^[9]的研究表明,资源错配会通过改变企业的研发和技术选择行为影响全要素生产率,缺乏动态和内生性的研究可能会严重低估资源错配的影响,并得出资源配置不当造成的动态效率损失是静态损失的四倍的结论。可见,鲜有文献将资源错配对全要素生产率的直接、间接和动态影响纳入统一的分析框架进行研究。

本文旨在全面把握资源错配对全要素生产率的综合影响,为中国经济高质量发展提供更有效的政策参考基准,主要做了以下工作:(1)构建了资源错配、企业进入退出行为、全要素生产率之间的动态联系。(2)验证了资源错配会直接影响企业全要素生产率增长的研究结论。由于资源错配的存在,某些低效率企业得到了补贴,而某些高效率企业则面临融资约束,这会直接降低企业的全要素生产率增长率。研究还发现,更高的税率和融资成本会进一步加重资源错配带来的技术扭曲效应。(3)不同于靳来群等^[10]强调的外生给定(行政垄断导致)的市场进入壁垒,本文强调的行业进入与退出门槛是在资源错配的经济环境中,由企业经济决策行为内生决定的。行业进入退出门槛会影响企业之间的利润分配和技术投资决策,进而影响企业的全要素生产率。(4)对研究假说进行了实证检验,实证结果支持资源错配会抑制企业全要素生产率提升的观点,进一步研究发现,资源错配会通过行业门槛的调节效应影响企业全要素生产率的增长,且该结果还通过了一系列的稳健性检验。

本文有以下几点边际贡献:第一,在资源错配、企业进入退出与全要素生产率之间建立动态机制,丰富了这方面的理论研究。在借鉴Bento and Restuccia^[11]研究的基础上,本文对企业技术投资规模报酬不变的假定作了适当调整,分别讨论了当技术投资规模报酬不变、递增和递减时,行业门槛(行业中企业的数目)与企业全要素生产率增长之间的联系。研究发现,当企业技术投资规模报酬递减时,资源错配会降低行业门槛,致使全要素生产率较低的企业进入行业且不愿意退出行业,行业中存在大量低效率企业,拉低行业整体全要素生产率。同时,大量低效率企业还会改变企业之间的利润分配格局,抑制高效率企业的技术创新投资,降低行业全要素生产率的增长率。第二,将行业门槛内生化,行业门槛是企业资源错配约束下理性选择的内生结果。相比于外生的行业壁垒,资源错配内生的行业门槛会进一步加重资源错配带来的技术扭曲效应。

本文剩余内容安排如下:第二部分是模型与假说;第三部分介绍数据处理与估计方法;第四部分是估计结果分析;第五部分是稳健性检验;第六部分是结论与政策建议。

二、模型与假说

本文参考 Hsieh and Klenow^[1]、Bento and Restuccia^[11]的研究,构建了一个多期、离散时间模型。模型由家庭部门、最终产品部门、中间品部门组成。家庭部门是连续统,数量为1,并且每一期都是无弹性供给全部劳动,没有人口增长;最终产品部门只对中间产品进行资源整合以生成最终产品,没有劳动投入;中间产品部门由大量企业组成,企业只通过投入劳动要素生产中间品,且可以自由进入行业,但是需要在进入时支付一个固定的成本,并做出技术研发的投资决定,在以后的每一期都需要进行技术研发投资。每一个企业面临和全要素生产率相关的产出扭曲,同时假定每一期企业都有一个固定的退出概率 μ 。基于上述假定,研究均衡状态下资源错配与企业全要素生产率之间的关系。下文依次对模型中的最终产品部门、中间品部门和均衡条件进行详细分析。

(一) 最终产品部门

最终产品生产的具体形式为 $Y = \left(\int_0^N y_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ 。其中 Y 表示总产出, N 表示中间产品的企业数目, y_i 表示对中间品 i 的需求, σ 表示不同中间品之间的常替代弹性,并且 $\sigma > 1$ 。将最终产品价格 P 简化为1。最终产品的利润最大化问题具体如下:

$$\max_{y_i} \Pi = Y - \int_0^N p_i y_i di \quad (1)$$

式(1)中, Π 表示利润, y_i 表示中间品的数量, N 表示中间品的种类。对式(1)关于 y_i 求一阶导数,可得中间品的最优需求函数如下:

$$p_i = (Y/y_i)^{1/\sigma} \quad (2)$$

(二) 中间产品部门

首先,界定生产中间品的市场环境。企业的生产函数为 $y_i = q_i l_i$, i 代表企业, l_i 代表劳动投入, q_i 表示全要素生产率。 q_i 由以下两部分决定:一是企业支付的进入成本 $c_e Y$, c_e 表示固定的比例,且 $0 < c_e < 1$;二是企业在进入当期需要投入的技术研发支出 $c_s Y q_0^\eta$, q_0 是企业初次进入行业时的全要素生产率, $c_s > 0$, $\eta > 1$,二者都是外生给定的。在企业进入行业之后,以后的每一期都会支付研发成本 $c_g (1+g)^\phi Y_{-1} \kappa$, c_g 反映了企业技术投资成本的参数,其中下角标 -1 表示前一期, $\kappa = \left[q_{-1}^{\sigma(1-\gamma)-1} / \int_0^{N-1} q_{-1}^{\sigma(1-\gamma)-1} di \right]$, κ 表示企业技术投资成本需满足 Gibrat 法则,使企业的全要素生产率 q_i 以增长率 g 逐年增加。这个法则体现了技术投资规模报酬不变的性质,对于该法则后文会更加详细地讨论。每一期结束时,企业会有 μ 的概率退出市场。

其次,本文定义中间品企业的利润函数如式(3):

$$\pi_i = (1 - \tau_i) p_i y_i - w l_i \quad (3)$$

π_i 表示中间品企业的利润,这里的利润是指未考虑技术投资成本的利润, i 表示企业, τ_i 为税率 ($0 \leq \tau \leq 1$)。 τ_i 越大说明企业被征收的利润越多,单个企业面临的资源错配程度越严重。参考 Bento and Restuccia^[11]的研究,设定 γ 与 q 之间的关系为 $1 - \tau_i = q_i^{-\gamma}$, γ 是 q 的扭曲弹性。该关系式的设定有两个优势:第一,将对资源错配的研究转化为对 γ 的研究。当 q 给定时, γ 与 τ_i 正相关, γ 越高,企业会有越高比例的 τ_i 被征收,资源错配程度也更严重,因此,可将资源错配的研究转化为对 γ 的研究。第二,当 γ 给定时,全要素生产率 q_i 越高, τ_i 越大,资源错配越严重,符合中国的具体国情。例如中小规模企业的创新性较强 (q_i 较高),但是相比于一些大规模企业而言缺乏抵押资本,其面临的融资约束问题更为突出^[12-13],导致中小企业面临更严重的资源错配。

(三) 均衡分析

企业分为在位企业和潜在的新进入企业两种。在位企业通过决策内生出全要素生产率的最优增长率,潜在的新进入企业通过决策内生出行业进入门槛。

1. 中间品企业关于劳动使用量和产量的单期最优决策过程

生产中间产品的企业通过最大化利润函数(3)求得最优劳动需求和企业产出。将 $y_i = q_i l_i$ 和式(2)代入式(3),由一阶最优条件(对 l_i 求一阶导数)可以推出最优的劳动需求如式(4),再将式(4)代入 $y_i = q_i l_i$ 可以求出中间品的最优产出如式(5),然后将式(4)和式(5)代入式(3)可以求出中间厂商的最大利润如式(6)。

$$l_i = \frac{(1 - \tau_i)^\sigma Y q_i^{\sigma-1}}{w^\sigma} \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^\sigma \quad (4)$$

$$y_i = \frac{(1 - \tau_i)^\sigma Y q_i^\sigma}{w^\sigma} \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^\sigma \quad (5)$$

$$\pi_i = \frac{(1 - \tau_i)^\sigma Y q_i^{\sigma-1} (\sigma-1)^{\sigma-1}}{w^{\sigma-1} \sigma^\sigma} \quad (6)$$

首先,结合式(5)和最终产品的生产函数求出工资函数。其次,根据劳动市场出清条件求出工资与最终产品之间的关系式。最后,将以上两个关系式结合并重新整理,可得到式(7)。

$$Y = \left[\int_0^N (q_i)^{\sigma-1} \left(\frac{1 - \tau_i}{1 - \tau} \right)^{\sigma-1} di \right]^{1/(\sigma-1)} \quad (7)$$

$$w = (1 - \tau) \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) Y \quad (8)$$

其中 $(1 - \tau)$ 表示所有企业的 $(1 - \tau_i)$ 的加权平均,权数为每个中间产品的销售收入占总产品收入的比重 $p_i y_i / Y$ 。

2. 在位企业关于 TFP 最优增长率的决策过程

在位企业每一期都要决定 TFP 的最优增长率,改变 TFP 的增长率会影响企业利润和未来对技术研发的投入。在位企业的最优决策函数为:

$$V(q_{-1}, z) = \underbrace{\pi_{-1} (1+g)^{\sigma(1-\gamma)-1} \psi}_{(1)} - \underbrace{c_g (1+g)^\phi \kappa Y_{-1}}_{(2)} - \underbrace{c_g (1+g)^\phi \kappa Y_{-1} \frac{(1-\mu)(1+g)^{\sigma(1-\gamma)-1}}{1+R}}_{(3)} \Psi \quad (9)$$

$$\Psi = \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{(1-\mu)(1+g)^{\sigma(1-\gamma)-1}}{1+R} \right)^t = \frac{1+R}{[1+R - (1-\mu)(1+g)^\sigma]^{\sigma(1-\gamma)-1}} \quad (10)$$

V 表示企业的价值,式(9)中第(1)项表示当企业 TFP 的增长率为 g 时预期的当期和未来利润的贴现之和,第(2)项表示当 TFP 的增长率为 g 时当期的技术投资成本,第(3)项表示当企业预期未来 TFP 的增长率为 g 时当期之后所有期(不含当期)技术投资成本的现值之和。为求解 TFP 的最优增长率,对式(9)关于 $1+g$ 求导,并且在稳态时,即当 TFP 的最优增长率不变($g = g^*$)时,可整理得到 TFP 的最优增长率的一阶条件:

$$c_g (1+g)^\phi = [\sigma(1-\gamma) - 1] (1+g)^{\sigma(1-\gamma)-1} (1-\tau) \Theta / \sigma \quad (11)$$

其中,

$$\Theta = (1+R) / \{ \phi(1+R) - [\phi + 1 - \sigma(1-\gamma)] (1-\mu)(1+g)^{\sigma(1-\gamma)-1} \}$$

从式(11)中,可以推出式(12)^①:

$$(1+g)^{\phi+1-\sigma(1-\gamma)} = \Theta [\sigma(1-\gamma) - 1] (1-\tau) / (c_g \sigma) \quad (12)$$

式(12)显示了最优增长率 g 和资源错配 γ 之间的函数关系,但是难以求解出二者之间具体的显性

表达式,因而不能直观地判断二者之间的关系。本文将采取数值模拟的方法观察最优增长率 g 和资源错配 γ 之间的关系。为此,需要进行参数设置。 σ 是商品之间的替代弹性,参考 Hsieh and Klenow^[1-2] 的研究,设置 $\sigma=3$ 。 c_g 是反映企业技术投资成本的参数,参考 Bento and Restuccia^[11] 的研究,设置 $c_g=0.005$ 。 R 是资本的利率,标准的经济模拟常设置 $R=0.05$,然而《2017 中小企业融资发展白皮书》的数据显示,中国 98% 的中小企业面临融资难、融资贵的难题,部分城市的小微企业贷款利率一般上浮 30%~45%,加上担保费等其他费用,最终的融资成本大都在 15% 以上,因此本文重点考察当经济体的利率发生变动时($R=0.10$ 和 $R=0.05$),资源错配对 TFP 增长率的影响。 μ 是企业退出概率,Bento and Restuccia^[11] 的研究设置 $\mu=0.1$,而国内学者毛其淋和盛斌^[14] 的研究表明中国企业平均退出率为 0.17,基于稳健性的考虑,本文设置企业退出概率为 0.15。 ϕ 是研发投资成本对 TFP 增长率的弹性,参考 Bento and Restuccia^[11] 的研究将 ϕ 设置为 61.8。 τ 代表平均税率,Bento and Restuccia^[11] 根据世界银行营商环境调查数据(World Bank's Doing Business Survey)设置 $\tau=0.09$,而本文根据 1999—2007 年的工业企业数据库数据,测算了企业的平均增加值和平均增值税,并将平均增值税除以平均增加值得到平均税率为 0.12,最终本文将税率 τ 设置为 0.1,介于 0.09 和 0.12 之间。税率不仅关系着国家财政,也关乎企业的运营成本,对一国的经济发展至关重要,因此本文也分别设置了 $\tau=0.4$ 和 $\tau=0.1$,以进行不同税率条件下资源错配与全要素生产率增长间关系的比较静态分析。

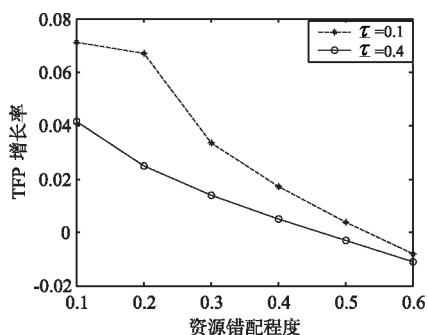


图1 不同税率下资源错配与 TFP 增长率之间的关系

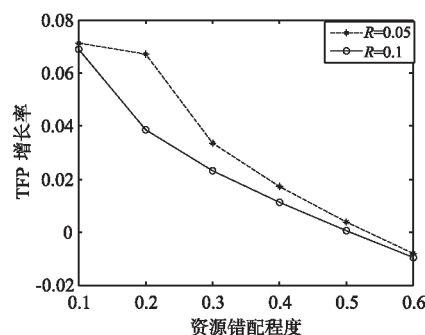


图2 不同利率下资源错配与 TFP 增长率之间的关系

结合式(12),本文设置利率 $R=0.05$,税率 $\tau=0.4$ 和 $\tau=0.1$,其余参数如前文所述,从而绘制图1。图1反映了不同税率条件下资源错配与 TFP 增长率之间的关系。整体而言,资源错配与 TFP 增长率之间是负相关关系。但是在整个经济体面临不同的企业赋税时,更低的宏观赋税会为企业带来更高的 TFP 增长率。这主要是因为更低的宏观税率会让企业预留更多资金,这部分资金可以用于购买设备和进行研发投资,从而提高企业的全要素生产率。结合式(12),本文又设置利率 $R=0.05$ 和 $R=0.10$,税率 $\tau=0.1$,其余参数如前文所述,从而绘制图2。图2描述了不同市场利率下资源错配对 TFP 增长率的影响。图2表明,在整体上资源错配与 TFP 增长率之间依然是负相关关系。值得注意的是,当市场的资源错配程度相同时,不同的市场利率对企业 TFP 增长率的影响却不相同。利率水平在很大程度上代表着一个国家金融系统的发达程度,较高利率对应着较高的融资成本和较为严重的金融摩擦。因此,图2中更高的利率($R=0.10$)意味着企业需要支付更高的利息,只能将更少的利润用于技术投资,这会降低企业的 TFP 增长率。结合图1、图2和式(12)可以发现,企业 TFP 的最优增长率 g 和资源错配 γ 之间是负相关的,这说明资源错配 γ 会直接降低企业对全要素生产率的投资,抑制全要素生产率的增长。因此,本文提出如下假说:

假说 1: 资源错配会直接抑制企业的技术投资,降低企业 TFP 增长率,即资源错配改善会直接促进企业的技术投资,增加企业 TFP 增长率。

3. 潜在的新进入者的决策过程

潜在的新进入企业决定是否进入行业,其决策过程取决于式(13):

$$V_e = \underbrace{-c_e Y}_{(1)} + \underbrace{E[\pi_0 | q_0]}_{(2)} - \underbrace{c_s Y q_0^\eta}_{(3)} + \underbrace{\left\{ E[\pi_0 | q_0] (1+g)^a - c_g (1+g)^\phi E[\pi_0 | q_0] \frac{\sigma}{1-\tau} \right\}}_{(4)} \left(\frac{1-\mu}{1+R} \right) \Psi \quad (13)$$

其中 $\mu = \sigma(1-\gamma) - 1$ 。式(13)的等号两边可以理解为企业进入行业的价值。第(1)项至第(3)项是对企业进入当期的描述,其中第(1)项表示企业的进入成本,第(2)项表示当期预期利润,第(3)项表示当期的技术(全要素生产率)投资成本。第(4)项是企业在初始全要素生产率为 q_0 的条件下进入行业,其在当期之后(不包含当期)的未来期望收益。如果式(13)即企业进入价值大于0,说明进入行业有利可图,此时企业会选择进入行业。当进入价值小于0时,说明企业无利可图且会产生损失,此时企业会选择不进入行业。式(13)的问题可以转化为企业如何选择合适的进入门槛 q_0 来实现企业价值最大化。对式(13)求 q_0 的一阶条件,并在等式两边同时乘以 q_0 ,可以得到:

$$\theta c_s Y q_0^\eta = a E[\pi_0 | q_0] + \left\{ a E[\pi_0 | q_0] (1+g)^a - c_g (1+g)^\phi a E[\pi_0 | q_0] \frac{\sigma}{1-\tau} \right\} \left(\frac{1-\mu}{1+R} \right) \Psi \quad (14)$$

自由进入条件保证了在均衡时式(13)表示的企业进入价值为0。由式(13)可以得到:

$$c_e Y = E[\pi_0 | q_0] - c_s Y q_0^\eta + \left\{ E[\pi_0 | q_0] (1+g)^a - c_g (1+g)^\phi E[\pi_0 | q_0] \frac{\sigma}{1-\tau} \right\} \left(\frac{1-\mu}{1+R} \right) \Psi \quad (15)$$

将式(14)代入式(15),然后用式(15)除以式(14)可以得到式(16):

$$q_0 = \left(\frac{c_e [\sigma(1-\gamma) - 1]}{c_s [\eta + 1 - \sigma(1-\gamma)]} \right)^{1/\eta} \quad (16)$$

式(16)反映了资源错配与企业进入行业时选择的初始全要素生产率 q_0 之间的关系,可见二者呈现出负相关关系。具体的经济逻辑是资源错配会形成行业壁垒,在面对行业壁垒时,新进入企业会改变原有的投资生产计划,产生低效率生产的动机。因为当资源错配存在时,某些企业可以通过选择较低的全要素生产率,更多地占有资源错配带来的益处。例如,有些企业在亏损时反而更容易得到补贴,而处于盈利状态时可能还需要缴纳更多的税费。这种资源错配带来的外生行业壁垒会改变企业的技术决策行为,进而内生出企业的初始进入门槛 q_0 。同理,资源错配带来的外生行业壁垒也会内生出企业的退出门槛。

4. 企业研发支出不满足 Gibrat 法则的讨论

Bento and Restuccia^[11]的研究要求企业的研发支出设置满足 Gibrat 法则。该法则使企业的技术进步可以呈现出规模经济的特点,即不论企业的规模多大,只要其投入相应比例的研发资本就可以获得某个固定的技术进步率。该法则也导致了 Bento and Restuccia^[11]的研究有一个不足:经济体中企业最优的 TFP 增长率独立于 q_0 (更为直接的体现是独立于经济体中企业的数目)。而实际上不同的 q_0 会影响行业中企业的数目,继而改变企业的利润分配比例,进一步影响企业的技术投资,最终会使企业 TFP 增长率发生变化。也就是说 q_0 与 TFP 增长率之间是存在理论联系的。Bento and Restuccia^[11]的研究如式(12)所呈现的一般,企业最优的 TFP 增长率独立于经济体中的企业数目,因此,其所研究的资源错配并不会通过 q_0 的调节效应影响最优的 TFP 增长率,这显然不合理。 q_0 与 TFP 增长率之间的不相关性主要源于其模型是建立在企业研发支出满足 Gibrat 法则的基础之上。为了构建企业选择的 q_0 与最优的 TFP 增长率之间的间接关系,本文将放松企业研发支出满足 Gibrat 法则的假定,将 κ 设置为 $\kappa = [q_{-1}^{\sigma(1-\gamma)-1} / \int_0^{N-1} q_{-1}^{\sigma(1-\gamma)-1} di]^\delta$ 。其中 δ 是对规模报酬的衡量:当 $\delta = 1$ 时,模型退化为 Bento and Restuccia^[11]的研究;当 $\delta > 1$ 时,说明企业的创新效率相对较高,技术投资存在规模经济,高技术企业只需要增加较少投资就可以获得和以往相同的技术进步率(这种情况在现实中较为少见);当 $\delta < 1$ 时,说

明企业的创新效率相对较低,技术投资存在规模递减效应,高技术企业如果想要维持原有的技术进步率,则需要更多的技术投资。再将 κ 重新代入到上文中的式(9)至式(11),可以求出式(17):

$$(1+g)^{\phi+1-\sigma(1-\gamma)} = \frac{[\sigma(1-\gamma)-1](1-\bar{\tau})}{c_g \sigma} N^{\delta-1} \Theta \quad (17)$$

对比式(17)和式(12)之间的差异,会发现二者只相差了 $N^{(\delta-1)}$,而当 $\delta=1$ 时,二者等价。

由于难以直接刻画 q_0 与最优的TFP增长率之间的关系,本文转而研究行业中企业的数目与最优的TFP增长率之间的关系。这主要是由于 q_0 越低,表明行业进入门槛越低,行业中会出现过多的企业, q_0 越高,意味着越高的行业进入门槛,对应着越少的企业数目。换言之,行业中企业数目的多少反映了 q_0 的高低。结合式(17),本文设置参数 δ 为0.8、1和1.2,利率 $R=0.05$,税率 $\tau=0.1$,资源错配 $\gamma=0.3$,其余参数如前文所述,进而绘制图3。图3显示了 δ 不同时企业数目与TFP增长率的关系。当 $\delta=1$ 时,可发现行业中企业数目和TFP增长率之间是相互独立的,这反映了式(12)所示的关系,也是Bento and Restuccia^[11]的研究结论。当 $\delta>1$ 时,行业中企业的数目和TFP增长率之间存在正相关关系。 $\delta>1$ 表明技术投资存在规模经济,企业创新效率相对较高,高技术企业只需要增加较少技术投资就可以获得和从前相同的TFP增长率。当行业中企业增多且技术投资存在规模经济时,企业之间会为了参与利润分配而进行技术投资竞争,通过增加技术投资,获得更多的技术规模经济优势,这会促进企业的TFP增长。此时,行业中企业数目和TFP增长率正相关。当 $\delta<1$ 时,行业中企业的数目和TFP增长率之间存在负相关关系。首先 $\delta<1$ 表明技术投资存在规模递减效应,这会抑制企业的技术投资。此时,企业的创新效率较低,高技术企业需要增加更多的技术投资才可以获得和从前相同的TFP增长率。其次,如果行业中企业的数目过多则意味着企业的利润份额更少,这会进一步抑制企业的技术投资和TFP增长率提升。因此,当 $\delta<1$ 时,行业中企业数目和TFP增长率负相关。总体而言, $\delta \leq 1$ 更符合现实,即在现实世界中技术投资多数是规模报酬递减或不变的。为了证实模型关于资源错配参数的设置具有稳健性,本文结合式(17),设置 $\delta=0.8$,即技术规模报酬递减,资源错配 $\gamma=0.2$ 和 $\gamma=0.3$,利率 $R=0.05$,税率 $\tau=0.1$,其余参数同前文所述,进而绘制图4。图4反映了不同资源错配程度下企业数目与TFP增长率之间的关系。从图4中可以看到,同一企业数目下,资源错配程度为0.2时的企业TFP增长率高于资源错配程度为0.3时的TFP增长率。这说明当控制经济体中企业数目相同时,资源错配会通过直接效应降低企业的TFP增长率,即假说1成立。

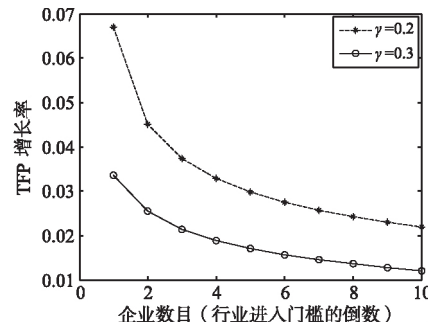
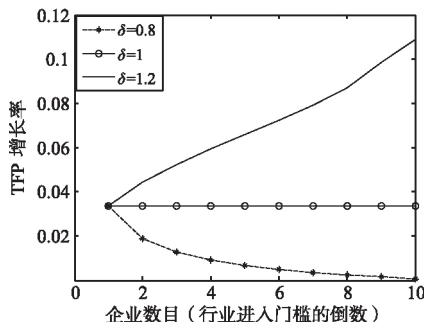


图3 不同 δ 时企业数目与TFP增长率的关系 图4 不同 γ 时企业数目与TFP增长率的关系

根据以上分析,资源错配会促使企业在进入行业时选择较低的 q_0 ,降低行业进入门槛。较低的进入门槛会使低技术企业进入行业,行业承载过多企业,减少企业的利润份额,降低技术投资,进而抑制TFP增长率的提升。同时,在现实世界中,资源错配会降低企业退出行业时所选择的全要素生产率,从而降低行业退出门槛。较低的退出门槛使低技术企业存活在行业中,行业中企业数目过多,同样减少企业的利润份额和技术投资,进而抑制企业TFP增长率的提升。据此,提出本文的假说2:

假说 2: 资源错配会通过行业进入门槛和退出门槛的调节效应,降低企业 TFP 增长率,即资源错配改善会通过行业进入门槛和退出门槛的调节效应,提高企业 TFP 增长率。

三、数据说明与估计方法

(一) 数据说明

本文主要选用 1998—2007 年中国工业企业数据库的数据验证两个假说。由于原始数据中存在企业更换名字、代码和重组的情况,本文采用 Brandt *et al.* [15] 的方法将原始数据匹配为 10 年的非平衡面板数据,然后删除了部分明显的奇异值,最后保留了 1 836 183 个观察值。非工业企业数据库的数据来自《中国统计年鉴》,例如各省份 GDP、人口和价格指数、公路和铁路等数据。

(二) 变量选择

1. 全要素生产率(TFP)。关于全要素生产率的测量已经有相当多的文献[15-18],本文主要采用 OP 算法(Olley and Pakes) [19] 计算 TFP。之所以不选用传统的普通最小二乘法(OLS) 计算 TFP,是因为其可能存在以下不足:一方面,存在内生性问题。企业要素投入与生产率之间是互为因果关系,TFP 高的企业会投入更多要素,更多要素的投入又会影响到 TFP。另一方面,存在样本选择问题。企业的生存概率和资本存量相关,一般规模较大的企业在面对低生产率冲击时不易退出市场,这会低估资本的弹性。而 OP 算法基于半参数估计,选择当期投资作为不可观测全要素生产率冲击的代理变量并控制企业的生存概率,解决了普通最小二乘算法(OLS) 测算 TFP 时存在的内生性问题。为了增强模型的稳健性,本文也选用了 OLS 算法和 LP 算法(Levinsohn and Petrin) [20] 计算 TFP 用于稳健性检验。

2. 资源错配(All)。学术界并没有测度资源错配的统一标准。Hsieh and Klenow [1] 的研究表明行业全要素生产率对数的方差可以用来衡量资源错配程度的大小,此方法在该领域具有较大的影响力。本文借鉴 Hsieh and Klenow [1]、周黎安等 [21] 以及邵宜航等 [22] 的研究,采用各个行业全要素生产率的离散程度来描述资源错配程度。同时,参考孙浦阳等 [23]、张庆君 [24] 的研究用各行业全要素生产率的 80 分位数和 20 分位数之差衡量资源错配程度,以用作稳健性检验。为了便于描述,本文对资源错配取倒数,此时,该变量变大表示资源错配改善,后文的计量模型均是用资源错配改善解释该变量。

3. 进入退出门槛。参考马弘等 [25]、李俊青等 [26] 的文献,本文提出了关于企业进入与退出的定义。其一,将新进入企业定义为年龄为 2 或 3 的企业,不包含年龄为 1 的企业。因为企业第一年的经营业绩通常不能反映实际的技术水平,需要经历一段时间才能发现该企业真正的市场价值。其二,根据企业的营业状态识别退出企业,将停业或者撤销的定义为退出企业。为了消除单个企业全要素生产率对进入退出门槛的影响,将新进入企业的全要素生产率按照劳动投入加权计算出行业的平均进入门槛(Enter),将退出企业的全要素生产率按照劳动投入加权计算出行业的平均退出门槛(Exit)。

4. 控制变量。除了上述核心变量之外,本文还加入了一些控制变量。控制变量的选取主要参考毛其淋和盛斌 [14]、李俊青等 [26] 的研究。具体选取了如下的控制变量:(1) 企业层面包括固定资产(Assets,万元)、平均工资(Wage,元)、企业人数(Employment,个)和企业年龄(Age,年)。(2) 省份控制变量包括省份的国内生产总值(GDP,亿元)、公路总长度(Road,万公里)、铁路总长度(Railway,万公里)。(3) 行业控制变量包括行业集中度赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index,HHI)、行业赋税(行业总税额/行业总销售额,Tax)、行业利息(行业总利息/行业总销售额,Inte)、行业中国有企业比例((行业中国有绝对控股+行业中国有相对控股)/行业中企业数目,State)。(4) 其他控制变量如年份效应(year)和企业个体效应(firm)。

(三) 估计方法

为了验证资源错配改善、行业进入退出门槛与 TFP 增长率之间的关系,建立如下模型:

$$g_tfp_{it} = c_i + \beta All_{it} + \alpha X_{it} + firm_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

$$g_tfp_{it} = c_i + \beta All_{it} + \lambda_1 Enter_{it} + \lambda_2 Exit_{it} + \lambda_3 All_{it} \times Enter_{it} + \lambda_4 All_{it} \times Exit_{it} + \alpha X_{it} + firm_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

式中 i 表示行业 t 表示时间 g_tfp 表示 TFP 增长率 c 表示常数 All 表示行业资源错配改善程度 $Enter$ 表示行业进入门槛 $Exit$ 表示行业退出门槛 X_{it} 包含了所有控制变量 $year$ 表示年份效应, $firm$ 表示企业个体效应。模型(18)用来验证假说1 模型(19)用来验证假说2。

(四) 变量的描述性统计

表1 报告了变量的描述性统计信息。整体而言,变量的选择符合计量的基本要求。TFP 增长率的均值为 0.027,最大值与最小值之间相差悬殊,这些差异可能会影响模型的结论,所以本文在稳健性检验中对数据进行了千分之一的缩尾处理。资源错配的均值为 1.066,最大值与最小值的差值在 2 左右,表明资源错配程度在不同行业之间是有差异性的。控制变量的统计特征基本符合计量要求。另外,为了减少异常值对模型结论的影响并保留较多数据,本文对一些控制变量进行了取对数处理来平滑数据。取对数的控制变量有:固定资产、企业人数、平均工资、省 GDP、行业集中度、行业赋税、行业利息、行业中国有企业比例。

表1 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
TFP 增长率	1 347 091	0.027	0.271	-9.796	9.297
资源错配	1 836 183	1.066	0.274	0.649	2.686
固定资产	1 836 183	26 039	277 500	1	7.66e +07
企业人数	1 836 183	260	868	9	188 151
平均工资	1 836 183	2.284	0.661	0	11.228
企业年龄	1 836 183	10.170	10.640	1	58
省 GDP	1 836 183	10 261	6 774	91	29 127
省铁路	1 836 183	0.214	0.120	0	0.670
省公路	1 836 183	8.266	5.225	0.41	23.87
行业集中度	1 836 183	29	37	2.8	810
行业赋税	1 836 183	0.032	0.011	0.010	0.122
行业利息	1 836 183	0.013	0.008	0	0.076
国有企业比例	1 836 183	0.000 1	0.000 2	0	0.011

四、估计结果分析

(一) 基准估计结果

表2 报告了资源错配改善(为了便于叙述,本文对资源错配数据进行了取倒数处理,该指标变大意味着资源错配得到改善)对企业 TFP 增长率的基准回归结果。

表2 第(1)列是加入了企业、省份和行业层面的控制变量之后,TFP 增长率对资源错配改善的估计结果。资源错配改善的系数显著为正,表明随着资源错配的逐步改善,企业 TFP 增长率能够实现提升,验证了假说1^②。资源错配改善后,资源会从低效率企业流向高效率企业。在此情境下,高效率企业可以缓解资源约束,获得更多资源进行技术投资,提升企业的全要素生产率。低效率企业则由于可利用资源减少,出现企业边际生产力上升的趋势(企业生产函数具有凹性特点),同时,部分低效率企业还会受到资源减少的倒逼,加大力度进行技术创新,提升企业的全要素生产率。

表2 第(2)列是加入行业进入门槛、退出门槛以及进入门槛与资源错配改善交互项($All \times Enter$)后的估计结果。行业进入门槛和退出门槛的估计系数显著为正,表明行业门槛显著促进了企业 TFP 增长率的提升。这是因为随着行业进入门槛的提高,只有技术水平高于行业进入门槛的企业才能进入行业,此时,市场发挥选择效应有利于为行业注入充满活力的“新生血液”,促进行业的发展;同理,随着行业退出门槛的提高,技术水平低于退出门槛的企业会被市场淘汰,这会增加企业的危机意识,

推动企业进行技术创新以避免被市场淘汰。市场经济正是由于具有这种“自动更迭”机制,才出现了持续性的技术进步。交互项($All \times Enter$)的估计系数显著为正,表明在资源错配一定时,行业进入门槛的提高会促进资源错配改善对 TFP 增长率的提升作用,即资源错配改善会通过进入门槛的调节效应促进企业 TFP 增长率的提升,初步验证了假说 2。

表 2 第(3)列是加入行业进入门槛、退出门槛、行业退出门槛与资源错配改善交互项($All \times Exit$)后的估计结果。交互项($All \times Exit$)的估计系数显著为正,表明在资源错配一定时,行业退出门槛的提高会促进资源错配改善对 TFP 增长率的提升作用,即资源错配改善会通过行业退出门槛的调节效应促进企业 TFP 增长率提升,初步验证了假说 2。

表 2 第(4)列是将资源错配与行业进入门槛的交互项($All \times Enter$)、资源错配与行业退出门槛的交互项($All \times Exit$)一同加入模型

后的估计结果。两个交互项的估计系数显著为正,表明市场资源错配的改善会显著地提高行业的进入和退出门槛,进而间接提升企业的 TFP 增长率,进一步验证了假说 2。具体的经济逻辑如下:资源错配改善意味着市场将更多的资源从无效率企业转移至高效率企业,且随着资源错配的不断改善,资源会在行业内的高技术企业之间进行更为合理的分配,促使企业使用要素的边际生产力趋于相同。这一方面使得市场中高效率的企业可以获得更多资源,有利于高效率企业进入该行业,并阻止低效率企业进入行业中,进一步提升了行业的进入门槛;另一方面,将资源从低效率企业中取走,迫使某些企业由于缺乏优势而面临被市场淘汰的结果,又进一步提高了行业的退出门槛。也就是说,资源错配改善会提升行业的进入与退出门槛。而行业进入退出门槛的提高会带来市场“更迭”效应,激励企业进行创新并保持竞争力,使市场中的企业普遍具有较高的技术水平,进而提升企业的全要素生产率。

(二) 异质性分析

基准回归是全样本回归,在平均意义上估计了资源错配改善对企业全要素生产率的影响,却忽略了样本之间存在的异质性特点。考虑到样本的异质性特点可能致使相同的政策产生不同的经济效果,因此,有必要对全样本进行异质性分析。国有企业与非国有企业是中国经济极为重要的两个分类部门,对中国经济的发展至关重要,但是二者在政策待遇和管理模式方面尚存在差异。本小节将详细探讨企业所有制的异质性特点是否会影模型结论的稳健性。

表 3 报告了异质性估计结果。表 3 第(1)~(2)列与第(3)~(4)列分别报告了资源错配改善对国有企业 TFP 增长率与非国有企业 TFP 增长率的估计结果。第(1)列和第(3)列是加入所有控制变量、企业和年份固定效应之后,国有企业和非国有企业的 TFP 增长率对资源错配改善的估计结果。第(1)列估计结果显示,资源错配改善对国有企业的全要素生产率增长没有显著的促进作用,这表明假说 1 不成立。而第(3)列的估计结果显示,资源错配的改善对非国有企业的全要素生产率增长具有显著的促进作用,这表明假说 1 成立。两者矛盾的原因主要在于资源错配改善后,行政权力与国

表 2 基准估计结果

变量	(1) TFP 增长率	(2) TFP 增长率	(3) TFP 增长率	(4) TFP 增长率
<i>All</i>	0.009 ** (0.004)	0.017 *** (0.005)	0.019 *** (0.005)	0.018 *** (0.005)
<i>Enter</i>		0.098 *** (0.015)	0.085 *** (0.014)	0.093 *** (0.015)
<i>Exit</i>		0.009 *** (0.003)	0.012 *** (0.003)	0.012 *** (0.003)
$All \times Enter$		0.116 *** (0.036)		0.063 * (0.038)
$All \times Exit$			0.039 *** (0.008)	0.034 *** (0.008)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
观测值	1 259 108	1 055 565	1 055 565	1 055 565
R ²	0.153	0.166	0.166	0.166

注:为了便于解说,本文对资源错配取倒数,即 All 越大意味着资源错配越改善。括号内数值为估计量的异方差稳健标准误,*、**、*** 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅,表中省略了逐步加入控制变量的估计过程和控制变量的估计结果。

有企业垄断相结合的现象会减弱,市场竞争更公平,使非国有企业可以获得更多资源来缓解资源约束,并进行更多的技术投资,促进非国有企业 TFP 增长率的提升,而国有企业的的目标不是简单地追求利润最大化,其会承担部分的社会责任和政策性负担,对资源错配改善并不十分敏感。第(2)列和第(4)列是加入所有控制变量、企业和年份固定效应之后,国有企业和非国有企业的 TFP 增长率对资源错配改善、行业进入门槛、退出门槛和两个交互项($All \times Enter$ 与 $All \times Exit$)的估计结果。第(2)列中进入退出门槛和两个交互项($All \times Enter$ 与 $All \times Exit$)的估计系数均不显著,表明假说 2 在国有企业样本中不成立。在非国有企业样本中,第(4)列中进入门槛、退出门槛和交互项($All \times Enter$)的估计系数显著为正,交互项($All \times Exit$)的估计系数为正但不显著,表明假说 2 在非国有企业样本中部分成立。由此可见,相比于国有企业,资源错配改善能更显著地提高非国有企业的全要素生产率增长率,并且资源错配更侧重于通过市场进入机制的调节效应影响企业全要素生产率的增长,而市场退出机制在中国可能还不完善,未能更有效地发挥调节效应。

五、稳健性检验

前文的基准估计结果需要进一步验证,本节将从更换核心指标和处理内生性两个方面讨论假说 1 和假说 2 的稳健性问题。

(一) 更换核心指标

学术界对资源错配的测度并没有准确的指标,因此本文的实证结果是否会随着测量方法的不同而有相反的结论,需要做进一步的稳健性检验。首先,对 TFP 增长率进行缩尾处理。TFP 增长率的波动较大,异常值可能会影响模型的结论,因此,本文将 TFP 增长率的两端进行了千分之一的缩尾处理,观察异常值是否会影响模型结论。表 4 第(1)列与第(2)列报告了估计结果。第(1)列中资源错配改善的估计系数显著为正,支持假说 1。第(2)列中交互项($All \times Exit$)的估计系数显著为正,交互项($All \times Enter$)系数为正,但是并不显著,说明假说 2 部分成立。其次,采用 LP 算法和 OLS 算法计算企业的 TFP,并重新测度行业的资源错配程度。具体回归结果如表 4 第(3)~(6)列。第(3)列与第(5)列中资源错配改善的估计系数显著为正,支持假说 1。第(4)列中两个交互项($All \times Enter$ 与 $All \times Exit$)的估计系数均显著为正,表明假说 2 成立。第(6)列中交互项($All \times Exit$)的估计系数显著为正,交互项($All \times Enter$)的系数为正,但是并不显著,表明假说 2 部分成立。最后,采用 TFP 的第 80 分位数与 20 分位数的差值计算资源错配程度。具体估计结果见表 4 第(7)列与第(8)列。第(7)列中资源错配改善的系数意外为负(后文处理内生性之后估计结果显著为正,具体见表 5 第(9)列资源错配改善的估计系数)。第(8)列中两个交互项的估计系数显著为正,表明假说 2 部分成立。总体而言,大部分的估计系数显著为正,表明核心指标的不同测度方法在大部分模型中支持假说 1 和假说 2,少部分的估计系数出现不显著甚至显著为负,可能是内生性问题导致的,后文会进一步分析。

表 3 异质性估计结果

变量	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>All</i>	-0.011 (0.014)	-0.008 (0.018)	0.018 *** (0.004)	0.026 *** (0.005)
<i>Enter</i>		0.012 (0.056)		0.103 *** (0.015)
<i>Exit</i>		0.005 (0.011)		0.014 *** (0.003)
$All \times Enter$		-0.077 (0.109)		0.104 ** (0.044)
$All \times Exit$		0.026 (0.024)		0.013 (0.009)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
观测值	186 412	130 846	1 050 273	908 482
R ²	0.193	0.199	0.165	0.172

注:为了便于解说,本文对资源错配取倒数,即 All 越大意味着资源错配越改善。括号内数值为估计量的异方差稳健标准误,*、**、*** 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅,表中省略了逐步加入控制变量的估计过程和控制变量的估计结果。

表 4 更换核心指标的稳健性检验结果

变量	缩尾处理		LP 算法		OLS 算法		分位数差	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>All</i>	0.009** (0.004)	0.018*** (0.005)	0.008* (0.004)	0.013** (0.005)	0.010** (0.005)	0.032*** (0.007)	-0.019*** (0.007)	-0.008 (0.009)
<i>Enter</i>		0.090*** (0.014)		0.086*** (0.014)		0.097*** (0.015)		0.086*** (0.014)
<i>Exit</i>		0.012*** (0.003)		0.013*** (0.003)		0.010*** (0.003)		0.011*** (0.003)
<i>All</i> × <i>Enter</i>		0.046 (0.036)		0.063* (0.037)		0.051 (0.040)		0.200*** (0.061)
<i>All</i> × <i>Exit</i>		0.036*** (0.007)		0.033*** (0.008)		0.033*** (0.008)		0.031** (0.015)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1 254 467	1 055 565	1 255 430	1 056 240	1 251 119	1 053 382	1 254 467	1 055 565
R ²	0.163	0.170	0.162	0.170	0.160	0.167	0.162	0.166

注: 为了便于解说, 本文对资源错配取倒数, 即 *All* 越大意味着资源错配越改善。括号内数值为估计量的异方差稳健标准误, *、**、*** 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅, 表中省略了逐步加入控制变量的估计过程和控制变量的估计结果。

(二) 内生性处理

前文分析的实证结果可能会存在内生性问题, 导致估计结果有偏误。对此, 本节将对前文模型进行内生性处理, 并选取行业补贴作为行业资源错配程度的工具变量。首先, 行业补贴是行业变量, 企业层面的 TFP 增长率对行业变量的反向因果作用会很弱, 因而, 行业补贴满足不相关假定。其次, 行业补贴越高表明政府对行业的干预越强, 易导致市场机制失效与资源配置效率降低, 因而, 行业补贴又满足相关性假定。基于此, 行业补贴是一个适宜的工具变量。

表 5 报告了工具变量回归的估计结果。表 5 第 (1) 列与第 (2) 列对应基准回归模型; 表 5 第 (3) 列与第 (4) 列对应缩尾回归模型, 即表 4 第 (1) 列与第 (2) 列; 表 5 第 (5) 列与第 (6) 列对应 LP 算法计算 TFP 的回归模型, 即表 4 第 (3) 列与第 (4) 列; 表 5 第 (7) 列与第 (8) 列对应 OLS 算法计算 TFP 的回归模型, 即表 4 第 (5) 列与第 (6) 列; 表 5 第 (9) 列与第 (10) 列对应分位数差算法计算资源错配的回归模型, 即表 4 第 (7) 列与第 (8) 列。模型的 LM 统计量都偏大, 表明拒绝不可识别的假定; F 检验值均较大, 表明不存在弱工具变量问题。因而, 工具变量的选择是合适的。从工具变量回归第二阶段的估计结果来看, 表 5 第 (1)、(3)、(5)、(7)、(9) 列中资源错配改善的估计系数均显著为正, 这表明即使在处理内生性问题之后, 资源错配改善依然显著促进了企业全要素生产率的增长, 再一次验证了假说 1。值得注意的是, 对比表 5 第 (9) 列和表 4 第 (7) 列中资源错配改善的估计系数, 会发现在处理了内生性问题之后, 资源错配改善对企业全要素生产率增长的影响由显著为负转变为显著为正, 这表明内生性问题有时确实会产生错误的估计结论。表 5 第 (2)、(4)、(6)、(8)、(10) 列中资源错配改善与退出门槛的交互项、资源错配改善与进入门槛的交互项的估计系数显著为正, 表明即使在处理内生性问题之后, 资源错配改善依然会通过进入门槛和退出门槛的调节效应显著促进企业全要素生产率的增长, 再一次验证了假说 2。值得注意的是, 对比表 5 第 (4) 列和表 4 第 (2) 列、表 5 第 (8) 列和表 4 第 (6) 列中资源错配改善与进入门槛的交互项 (*All* × *Enter*) 的估计系数, 会发现估计结果均由正的不显著 (见表 4) 转为正的显著 (见表 5), 这表明内生性问题有时也会影响估计结果的显著性。总体而言, 在处理了内生性问题之后, 本文的实证结果依然显著支持假说 1 和假说 2 成立, 进一步说明本文的研究结论具有稳健性。

表5 内生性估计结果

变量	基准模型		缩尾处理		LP 算法		OLS 算法		分位数差	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>All</i>	0.305 *** (0.069)	-0.403 *** (0.148)	0.301 *** (0.064)	-0.400 *** (0.138)	0.281 *** (0.068)	-0.530 *** (0.189)	0.329 *** (0.068)	0.018 (0.052)	0.684 *** (0.156)	-0.108 (0.095)
<i>Enter</i>		0.373 *** (0.076)		0.368 *** (0.070)		0.382 *** (0.084)		0.378 *** (0.070)		0.195 *** (0.045)
<i>Exit</i>		0.082 *** (0.021)		0.080 *** (0.020)		0.087 *** (0.023)		0.066 *** (0.018)		0.026 *** (0.004)
<i>All × Enter</i>		3.554 *** (1.021)		3.521 *** (0.952)		3.611 *** (1.086)		3.915 *** (1.124)		2.111 *** (0.632)
<i>All × Exit</i>		0.234 *** (0.064)		0.230 *** (0.060)		0.253 *** (0.070)		0.157 *** (0.048)		0.145 * (0.076)
Wald F statistic	3 459 ***	150 ***	3 459 ***	150 ***	3 270 ***	135 ***	4 777 ***	138 ***	2 005 ***	1 541 ***
LM statistic	4 481 ***	600 ***	4 481 ***	600 ***	4 237 ***	540 ***	6 181 ***	551 ***	2 602 ***	6 126 ***
企业固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1 254 467	1 055 565	1 254 467	1 055 565	1 255 430	1 056 240	1 251 119	1 053 382	1 254 467	1 055 565
R ²	0.157 2	0.146 7	0.158 3	0.148 1	0.157 9	0.150 1	0.156 3	0.147 2	0.153 0	0.164 5

注: 为了便于解说, 本文对资源错配取倒数, 即 *All* 越大意味着资源错配越改善。括号内数值为估计量的异方差稳健标准误, *, **, *** 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅, 表中省略了逐步加入控制变量的估计过程和控制变量的估计结果。

六、结论与政策建议

资源错配带来的效率损失是影响国与国之间收入差距的重要因素。首先, 本文构建了理论模型分析资源错配、企业进入退出与全要素生产率增长之间的动态微观机制。资源错配会形成外生的行业壁垒, 致使资源不能有效流入高效率部门, 企业之间呈现不同的边际生产力, 全要素生产率的增长率降低。其次, 外生行业壁垒的形成对企业的进入退出决策产生了新的预算约束。此时, 选择较低的全要素生产率进入行业可以降低企业的收入扭曲程度, 但是这会导致行业整体的进入和退出门槛降低, 致使行业中企业数目过多, 影响企业之间的利润分配和技术投资, 进一步降低企业全要素生产率的增长率。最后, 运用中国工业企业数据库的微观数据验证了上述理论假说, 用工具变量法处理了模型中存在的内生性问题并更换了核心变量的测量方法后, 计量结果依然稳健。

基于以上研究, 本文具体提出如下政策建议: 第一, 减少外生行业壁垒, 促进公平竞争。外生的行业壁垒一方面会直接形成资源错配, 造成效率损失; 另一方面还会改变企业的预期, 间接造成效率损失。因此, 必须打破外在行业壁垒, 例如应该逐步放松银行市场的准入限制, 鼓励和引导民营资本参与银行业的竞争。民营资本参与竞争既可以为中小企业提供融资平台, 直接优化资源配置, 促进中小企业的技术创新, 又会打破国有银行垄断地位, 使其将部分利润让渡给民营资本, 还会改变国有银行的经营预期, 倒逼国有银行业改革创新以参与市场竞争, 提升生产效率。第二, 优化产业政策的实施过程。政府基于促进企业创新和发展地方经济的出发点制定产业政策, 然而部分地区产业政策的执行过程中仍伴随着企业规模歧视和所有制歧视, 致使相同的产业政策在不同规模企业和不同所有制企业中的执行存在差异。这种歧视性待遇可能会使得高效率企业无法得到政策扶持, 低效率企业在得到政策支持后不愿退出市场, 破坏市场机制的作用, 致使产业政策不能很好地发挥作用。在产业政策的实施过程中可以适当引入政策实施监督和企业反馈机制, 真正打破企业规模歧视和所有制歧视, 筛选出具有创新能力的企业, 提升地区的经济发展质量。

注释:

- ①限于篇幅,此处省略了式(7)、式(9)、式(12)的详尽推导过程。
 ②限于篇幅,此处省略了逐步加入控制变量的估计结果。

参考文献:

- [1]HSIEH C T,KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly journal of economics, 2009,124(4):1403-1448.
- [2]HSIEH C T,KLENOW P J. The life cycle of plants in India and Mexico[J]. The quarterly journal of economics 2014,129(3):1035-1084.
- [3]简泽. 市场扭曲、跨企业的资源配置与制造业部门的生产率[J]. 中国工业经济 2011(1):58-68.
- [4]文东伟. 资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J]. 经济学(季刊) 2019(2):208-229.
- [5]周海波,胡汉辉,谢呈阳,等. 地区资源错配与交通基础设施:来自中国的经验证据[J]. 产业经济研究,2017(1):100-113.
- [6]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):4-15.
- [7]MIDRIFAN V,XU D Y. Finance and misallocation: evidence from plant-level data[J]. American economic review 2014,104(2):422-458.
- [8]盖庆恩,朱喜,程名望,等. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究 2015(5):61-75.
- [9]PETERS M. Heterogeneous mark-ups,growth and endogenous misallocation[R]. London School of Economics and Political Science,LSE Library 2013.
- [10]靳来群,林金忠,丁诗诗. 行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J]. 中国工业经济 2015(4):31-43.
- [11]BENTO P,RESTUCCIA D. Misallocation,establishment size,and productivity[J]. American economic journal: macroeconomics 2017,9(3):267-303.
- [12]邓可斌,曾海舰. 中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J]. 经济研究 2014(2):47-60.
- [13]DHAWAN R. Firm size and productivity differential: theory and evidence from a panel of US firms[J]. Journal of economic behavior and organization 2004,44(3):269-293.
- [14]毛其淋,盛斌. 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 2013(4):16-29.
- [15]BRANDT L,VAN BIESEBROECK J,ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of development economics 2012,97(2):339-351.
- [16]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究 2015(2):61-74.
- [17]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(1):541-558.
- [18]陈诗一,陈登科. 融资约束、企业效率韧性与我国加总全要素生产率研究[J]. 经济学报 2016(1):1-31.
- [19]OLLEY G S,PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica, 1996,64(6):1263-1297.
- [20]LEVINSOHN J,PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. Review of economic studies 2010,70(2):317-341.
- [21]周黎安,赵鹰妍,李力雄. 资源错配与政治周期[J]. 金融研究 2013(3):15-29.
- [22]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——基于工业企业数据库再测算[J]. 中国工业经济 2013(12):39-51.
- [23]孙浦阳,蒋为,张龔. 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 2013(4):30-42.
- [24]张庆君. 要素市场扭曲、跨企业资源错配与中国工业企业生产率[J]. 产业经济研究 2015(4):41-50.
- [25]马弘,乔雪,徐媛. 中国制造业的就业创造与就业消失[J]. 经济研究 2013(12):68-80.
- [26]李俊青,刘帅光,刘鹏飞. 金融契约执行效率、企业进入与产品市场竞争[J]. 经济研究 2017(3):136-150.

(责任编辑:枫 远)

(下转第56页)

Can information sharing enhance enterprise productivity? Evidence from survey data of Chinese manufacturing enterprises

HAN Mengmeng¹, ZHANG Sanfeng², GU Xiaoguang¹

(1. School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China; 2. Development Research

Institute of Jiangbei New Area, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China)

Abstract: This paper discusses the impact of information sharing on enterprise productivity from both external and internal dimensions using 2012 World Bank survey data of Chinese manufacturing companies. The results show that both external information sharing and internal information sharing have a significant and steady positive promoting effect on enterprise productivity when other conditions are controlled to be unchanged. External information sharing has a stronger promoting effect on enterprise productivity than internal information sharing. For the endogeneity problems that possibly exist in the measurement model, this paper uses processing effect model and panel matching data of listed companies for alleviation and verification, which improves the reliability of the research conclusions to a greater degree. Heterogeneity analysis results show that the impact of information sharing on enterprise productivity are different with regional ownership, industry nature, firm size, and enterprise age. Analysis of the mechanism of effect shows that internal and external information sharing can enhance enterprise productivity mainly by promoting product innovation and management innovation. The paper finds after considering the corresponding environmental factors that the informatization level, legal environment and degree of marketization play an opposite regulating role in the productivity effect of external information sharing and internal information sharing.

Key words: external information sharing; internal information sharing; enterprise productivity; product innovation; management innovation

(上接第 14 页)

Resource misallocation, enterprise entry and exit, and total factor productivity growth

LI Junqing, MIAO Ersen

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Resource misallocation is an important factor influencing the economic gap between developed countries and developing countries. This paper constructs a dynamic micro-mechanism between resource misallocation, enterprise entry and exit, and total factor productivity, and makes an empirical analysis by using the micro data of the industrial enterprise database from 1998 to 2007. The study shows that: (1) Resource misallocation will establish exogenous industry barriers and cause different marginal productivity between enterprises, which will directly affect the improvement of enterprise total factor productivity. In addition, higher tax rates and financing costs will further aggravate the distortion effect of resource misallocation. (2) Industry barriers cause enterprise to choose low total factor productivity, which can alleviate the income distortion effect, endogenously determine the industry entry and exit thresholds, and cause the market to carry too many poor-efficient enterprises. This not only restrains the normal alternation effect of market mechanism on enterprises, but also squeezes the profit share of enterprises and affects enterprise technology investment, which ultimately leads to the slow growth of enterprise total factor productivity. After replacing the core indicators and processing endogenous issues that may affect the results, the empirical results are still steady. The sub-sample study also finds that the improvement of resource misallocation has a more significant impact on non-state-owned enterprises. The research conclusion plays an important enlightening role in China's economic transformation and upgrading and realizing the goal of high-quality development.

Key words: resource misallocation; entry threshold; exit threshold; industry barriers; total factor productivity