

中国制造业企业的全要素生产率:新数据、新方法与新发现

申广军 陈斌开*

摘要:基于全国税收调查数据库,本文使用改进的生产函数估计方法测算了中国制造业企业全要素生产率(TFP),得到一些新发现。静态来看,制造业企业TFP在中部地区较高,西部地区较低,东部和东北地区则出现了明显分化。动态来看,样本期间TFP增速呈现波动下降趋势;企业成长效应仍是TFP增长的主要来源,资源配置效应的贡献则先降后升。本文的研究发现有助于认识金融危机之后中国TFP变动的特征,并为提升中国的长期增长潜力提供政策建议。

关键词:全要素生产率;产能过剩;能源使用

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.04.02

一、引言

经济增长既需要生产要素(如人力资本和物质资本)的积累,也需要全要素生产率(total factor productivity, TFP)的不断提高。认识中国经济增长潜力的关键在于理解TFP,因为要素积累速度并非外生变量,而是受TFP影响的内生变量。金融危机之后,特别是进入新常态以来,传统增长动力难以为继,经济增长面临减速的挑战。适应和引领新常态需要探寻新的增长点,核心是提高TFP及其对经济增长的贡献份额。由于数据、方法等方面的限制,现有研究对TFP的分析主要集中于金融危机之前,而中国经济在金融危机之后可能发生了结构性变化(刘世锦等,2014),这些研究对理解当前的经济形势助益不多。通过一些加总数据可以计算近年来宏观层面的TFP,但无法进一步考察生产率变动的模式和原因。本文利用全国税收调查数据库(2007—2015年)测算企业层面TFP,尝试通过分析金融危机之后中国制造业企业的生产率特征,理解中国经济的长期增长潜力将会如何变化。

本文样本覆盖的企业范围也不同于以往研究。现有研究在企业层面计算TFP时,一般使用工业企业数据库,如Brandt et al. (2012)、鲁晓东和连玉君(2012)、杨汝岱(2015)等。工业企业数据库统计了所有国有企业和规模以上非国有企业的情况,这些企业虽然在工业

* 申广军,中山大学岭南学院;陈斌开,中央财经大学经济学院。通信作者及地址:陈斌开,北京市昌平区沙河高教园中央财经大学经济学院,102206;电话:(010)61776452;E-mail: chenbinkai@cufe.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目(72273157)、国家自然科学基金“中国经济发展规律的基础理论与实证”专项项目“超大规模市场的动态空间一般均衡理论与量化方法研究”(72342031)和教育部人文社科规划基金项目(22YJA790049)的支持。感谢董展育博士的编程指导以及尚双鹤、谭书珊和刘梦真的优秀助研工作。感谢匿名审稿人对本文的建设性意见。当然,文责自负。

部门占据主导地位(聂辉华等,2012),但是仍有数量巨大的中小企业并未统计在内。中小企业是经济中最活跃的部分,企业成长是制造业 TFP 增长的重要来源(杨汝岱,2015),因此,遗漏中小企业是现有研究的缺陷。全国税收调查数据库包含大量中小企业,这使得我们不必受限于规模以上企业的情况,而是通过测算代表性企业的 TFP,推断制造业部门的整体情况。

除了数据差异,本文还在文献的基础上改进了估计生产函数的方法,以在产能过剩的情境中也能正确地测算 TFP。现有文献(如 Olley and Pakes, 1996; Levinsohn and Petrin, 2003; Akerberg et al., 2015)为估计微观企业的生产函数提供了可靠的方法,但这些方法主要用于解决估计生产函数时的联立性偏误,而忽略了测量误差导致的内生性问题(Collard-Wexler and De Loecker, 2020)。当存在产能过剩问题时,企业生产过程中实际使用的生产要素低于其账面拥有的生产要素(Shen and Chen, 2017),由此带来要素投入的测量误差问题,进而导致生产函数的估计出现偏误。Bartelsman and Doms(2000)和 Syverson(2011)等已经注意到测算 TFP 时会受到要素投入测量误差的干扰,并发展出一些方法来处理这一问题。Basu et al. (2006)指出,由于企业根据边际原则进行利润最大化或成本最小化决策,所有要素的投入量都是相互联动的,因此可以使用可观测的要素投入作为不可观测的要素投入的代理变量。受这一思路的启发,本文使用可观测的能源消耗强度来控制不可观测的产能利用率,以克服估计生产函数时产能过剩引起的测量误差问题。

使用改进的方法和更新的数据,本文估计了 2007—2015 年间中国制造业企业的生产函数,并分析了 TFP 的静态特征和动态特征。就静态而言,本文发现:(1)行业间 TFP 差异很大,轻工业行业和化工行业 TFP 较高,而冶金、机械类行业的 TFP 较低;(2)中部省份的 TFP 普遍较高,西部省份的 TFP 一般较低,而东部省份和东北省份的 TFP 出现明显分化;(3)港澳台资及外资企业 TFP 高于内资企业,但所有制之间的大部分差异可由企业规模解释。就动态而言,本文发现:(1)金融危机后中国制造业企业 TFP 低于金融危机之前,且呈现波动下降趋势,这一发现对于不同的变量和样本都非常稳健;(2)企业成长效应仍然是企业 TFP 增长的主要来源,而资源配置效应对 TFP 增长的贡献则经历了先下降后提高的 V 形走势,但贡献率仍然较低。

与现有文献相比,本文有两方面的贡献。第一,在理论方面,本文改进了生产函数的估计方法,当存在产能过剩时仍能准确计算企业 TFP。本文研究的样本期间,正是中国产能过剩问题凸显期(Shen and Chen, 2017),因此有必要使用新的生产函数估计方法来应对产能过剩带来的要素投入测量误差问题。本文方法接近余森杰等(2018)和 Collard-Wexler and De Loecker(2020)的方法。余森杰等(2018)利用资本折旧率与产能利用率的对应关系,发展出同时估计产能利用率和生产率的方法。在实际应用时,他们的方法面临一个重要的局限:企业报告的折旧往往是根据会计准则计算的数据,而非实际的设备损耗,因而与产能利用率的关系可能较弱。考虑到资本使用要消耗能源,能源消耗强度与产能利用率的相关性会更强,因此本文方法会更加有效。Collard-Wexler and De Loecker (2020)重点关注资本投入的测量误差问题,他们使用滞后的投资作为资本存量的工具变

量来解决这一问题。本文与他们的方法有两点不同:他们主要解决资本投入的测量误差问题,但产能过剩时劳动投入也会被闲置,从而出现测量误差,本文方法则可以用能源消耗强度控制整体产能利用率的影响;他们假设资本测量误差与上一期的投资不相关,这一假设很难直接验证,而本文假设(能源消耗强度与产能利用率相关)可以直接通过数据进行检验。

第二,在实践方面,本文的研究发现有助于理解金融危机之后中国经济增速不断下滑的原因。GDP增长率在金融危机之前长期维持在10%以上,2012年起跌破8%,2016年跌破7%,新冠疫情前已经在6%左右低位运行。现有研究从不同角度分析经济增速下行的原因,但尚未得到一致的结论。Pritchett and Summers(2014)将此看作“趋中律”(Regression to the Mean)的必然结果,但刘培林等(2020)认为“趋中律”忽视了后发国家在技术水平追赶上发达工业化国家之前所具有的高速增长潜力。陆明涛等(2016)将结构性减速归咎于劳动年龄人口增长率下降、资本产出比和消费率变化引发的资本增长率下降和资本产出弹性下降,陆旸和蔡昉(2014)聚焦于人口因素,从劳动要素投入的角度解释中国经济的潜在增长率迅速下降,而赖平耀(2016)则认为,中国近年来经济增长放缓几乎全部可由TFP增速的下解释。本文的研究发现提供了TFP增速放缓的证据,并且指出企业成长效应减缓和资源配置效应贡献率低是TFP减速的主要原因,有助于为提升中国的长期增长潜力提供政策建议。

二、估计方法

(一) 现有方法及其问题

假设企业投入资本和劳动两种生产要素,使用柯布-道格拉斯(Cobb-Douglas)技术进行生产,生产函数如式(1A)所示:

$$Y_{it} = e^{\beta_0} (K_{it}^*)^{\beta_k} (L_{it}^*)^{\beta_l} e^{\epsilon_{it}}, \quad (1A)$$

其中 Y_{it} 是企业 i 在 t 年的产出(增加值), K_{it}^* 和 L_{it}^* 表示实际使用的资本和劳动投入, β_k 和 β_l 表示两种生产要素的产出弹性, ϵ_{it} 表示除各类要素投入之外影响产出的因素,包括企业TFP和其他随机干扰因素。生产函数可以写成对数形式:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it}^* + \beta_l l_{it}^* + \epsilon_{it}, \quad (1B)$$

其中 k_{it}^* 、 l_{it}^* 和 y_{it} 分别表示资本、劳动和产出的对数。

文献研究的重点是如何以式(1B)为基础准确估计出资本和劳动的产出弹性,从而计算出如式(2)所示的TFP:

$$TFP_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it}^* - \hat{\beta}_l l_{it}^*. \quad (2)$$

测算TFP的难点在于,估计资本和劳动的产出弹性时如何处理联立性(simultaneity)和选择性(selection)偏误。联立性偏误是指企业在选择要素投入时,会受到生产率的影响。选择性偏误是指生产率会影响企业的经营决策,比如生产率低的企业更可能退出市场。不同测算方法几乎都是围绕如何解决由联立性和选择性偏误带来的内生性问题展开,如Olley and Pakes(1996)(以下简称OP方法)、Levinsohn and Petrin(2003)(以下简

称 LP 方法)和 Akerberg et al. (2015)(以下简称 ACF 方法)等,但忽略了测量误差带来的内生性问题(Collard-Wexler and De Loecker, 2020; Dong et al., 2021)。当存在产能过剩问题时,企业生产过程中实际使用的生产要素低于其账面拥有的生产要素,由此带来要素投入的测量误差问题。由于产能利用率与其生产率存在潜在相关性,因而也会导致生产函数的估计出现偏误,从而无法正确测算 TFP。

为了进一步看清产能过剩对测算 TFP 的影响,我们区分企业拥有的要素量(K_{it} 和 L_{it})和生产过程中实际使用的要素量(K_{it}^* 和 L_{it}^*)。当存在产能过剩时,要素的实际使用量和拥有量存在差异。用 U_{it}^k 和 U_{it}^l 表示资本和劳动的要素利用率,根据定义有 $K_{it}^* = U_{it}^k K_{it}$ 和 $L_{it}^* = U_{it}^l L_{it}$ 。定义 $U_{it} = (U_{it}^k)^{\beta_k} (U_{it}^l)^{\beta_l}$ 表示全部要素的加总利用率,即产能利用率,生产函数(1A)可以表示为

$$Y_{it} = e^{\beta_0} (U_{it}^k K_{it})^{\beta_k} (U_{it}^l L_{it})^{\beta_l} e^{\epsilon_{it}} = e^{\beta_0} U_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} e^{\epsilon_{it}}. \quad (3A)$$

或者写成对数形式:

$$y_{it} = \beta_0 + u_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \epsilon_{it}, \quad (3B)$$

其中 $u_{it} = \log(U_{it})$ 表示产能利用率(U_{it})的对数。

现实数据中一般观测不到企业实际使用的要素(K_{it}^* 和 L_{it}^*),而仅依靠观测到的要素拥有量(K_{it} 和 L_{it})来估计生产函数,二者之间存在测量误差 U_{it} 。企业面临生产率冲击时,可以调整其要素拥有量,但也可以通过产能利用率来改变要素实际使用量——一般情况下,调整产能利用率比调整要素拥有量的成本更低。因此,如果估计生产函数时不考虑产能利用率,也会带来额外的估计偏误。

(二)本文估计方法

1. 估计生产函数的假设

为了一致地估计生产函数(3B),进而准确地测算企业 TFP,我们遵循 OP 方法、LP 方法和 ACF 方法的文献传统,做出四个识别假设。其中前三个假设与上述方法基本一样,而第四个假设是本文为了解决产能过剩带来的内生性问题,额外增加的识别假设。

假设 1 生产率特征的变化路径

分析的起点是将误差项 ϵ_{it} 分解为 ω_{it} 和 ζ_{it} ,其中 ω_{it} 表示企业能够观测而研究者无法观测的生产率特征, ζ_{it} 表示完全随机的干扰项。我们假定生产率特征 ω_{it} 按照一阶马尔科夫过程变化,即

$$p(\omega_{i,t+1} | I_{it}) = p(\omega_{i,t+1} | \omega_{it}), \quad (4)$$

其中 I_{it} 是企业 i 在 t 期的信息集。这一假设意味着

$$\omega_{i,t+1} = g(\omega_{it}) + \xi_{i,t+1}, \quad (5)$$

其中 $g(\omega_{it})$ 是给定信息集 I_{it} 时 $\omega_{i,t+1}$ 的可观测部分,而 $\xi_{i,t+1}$ 是不可观测的新息(innovation)部分。实际操作中,我们按照文献传统将 $g(\omega_{it})$ 具体化为 $\rho\omega_{it}$,因此有

$$\omega_{i,t+1} = \rho\omega_{it} + \xi_{i,t+1}. \quad (6)$$

假设 2 要素投入与产能选择的时间

资本是一种动态投入,由动态投资方程 $k_{it} = \kappa(k_{i,t-1}, i_{i,t-1})$ 决定,其中 $i_{i,t-1}$ 是企业 i

在 $t-1$ 期的新增投资。在 OP 方法和 LP 方法中,劳动被当作静态投入;当使用 ACF 方法时,由于劳动的产出弹性和资本的产出弹性一样在第二阶段估计,因此可以将劳动也当作一种动态投入,由动态方程 $l_{it} = \iota(l_{i,t-1}, c_{i,t-1})$ 决定,其中 $c_{i,t-1}$ 可以理解为企业的雇佣成本或者解雇成本。因此,每期可用的资本和劳动在上一期末已经确定,无法根据当期观测到的生产率特征 ω_{it} 来调整。当企业观测到生产率特征 ω_{it} 后,可以调整中间投入(m_{it})。因此,与 ACF 方法一样,可以得到中间投入的需求方程为

$$m_{it} = f_t(k_{it}, l_{it}, \omega_{it}). \quad (7)$$

当生产开始后,企业根据市场需求情况,可以决定当期的产能利用率(u_{it})。给定生产率水平,如果需求疲软,则会有更多生产要素被闲置;相反,如果需求强劲,生产要素则可能超负荷工作。注意这一假设意味着产能利用率比劳动和中间投入的调整更为灵活。

假设3 严格单调性

与 LP 方法和 ACF 方法一样,我们用中间投入来控制不可观测的生产率特征带来的估计偏误。假定 m_{it} 是 ω_{it} 的严格单调函数,中间投入的需求方程(7)可以转化为其反函数:

$$\omega_{it} = f_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it}). \quad (8)$$

根据式(8),生产率特征 ω_{it} 可以写成可观测变量(k_{it} 、 l_{it} 和 m_{it})的函数。函数 $f_t^{-1}(\cdot)$ 的具体形式仍是未知的,我们可以用非参的方法来处理,即用 k_{it} 、 l_{it} 和 m_{it} 的高阶多项式来拟合函数 $f_t^{-1}(\cdot)$ 。

假设4 产能利用率是能源强度的函数

产能利用率是实际产出与生产能力的比值,虽然实际产出容易观测,但数据中很难得到企业的生产能力。因此,我们需要更方便地控制产能利用率的方法。一个可行的选择是使用企业的能源强度 $e_{it} = E_{it}/K_{it}$ 作为代理变量,其中 E_{it} 是企业 i 在 t 期的能源消耗。背后的逻辑在于,机器设备等资本品的使用需要消耗能源,因此,给定资本拥有量,消耗能源越多,意味着产能利用率越高;消耗能源越少,意味着产能利用率越低。因此,假定产能利用率和能源强度存在函数关系

$$u_{it} = u_t(e_{it}), \quad (9)$$

其中函数 $u_t(\cdot)$ 的具体形式也是未知的,同样可以用非参的方法来处理。

2. 估计程序

本文基于上述识别假设,拓展 ACF 方法来估计生产函数(3B)。特别地,本文增加了关于企业产能利用率的设定,同样在第二阶段进行估计。为了节约第二阶段的矩条件,我们假定产能利用率的函数形式跨期不变,并用三次函数来逼近,即 $u_{it} = u(e_{it}) = \theta_0 + \theta_1 e_{it} + \theta_2 e_{it}^2 + \theta_3 e_{it}^3 + \zeta_{it}$ 。具体估计程序如下:

第一步,将式(8)和式(9)代入生产函数(3B),得到新的表达式

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_0 + u(e_{it}) + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + f_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \epsilon_{it} \\ &= \Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}, e_{it}) + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (10)$$

其中 $\Phi_t(\cdot)$ 为 y_{it} 的可预测部分。把 $u(\cdot)$ 和 $f_t^{-1}(\cdot)$ 当作非参函数,可以通过估计式(10)得到 $\Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}, e_{it})$ 的拟合值,并将其用于第二步估计。

第二步使用矩条件 $E[(\xi_{i,t} + \epsilon_{it}) | I_{i,t-1}] = 0$ 进行估计,其中 $E[\epsilon_{it} | I_{i,t-1}] = 0$ 是显而易见的,而 $E[\xi_{i,t} | I_{i,t-1}] = 0$ 则因为 $\xi_{i,t}$ 是生产率变化中的新息部分。根据假定 1 可知:

$$\begin{aligned} \xi_{i,t} + \epsilon_{it} = & y_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - u_t(\cdot) \\ & - \rho [\Phi_{t-1}(\cdot) - \beta_0 - \beta_k k_{it-1} - \beta_l l_{it-1} - u_{t-1}(\cdot)]. \end{aligned} \quad (11)$$

因此可以将上述条件矩 (conditional moments) 转化为式 (12) 的无条件矩 (unconditional moments), 并使用非线性 GMM 方法进行估计

$$E \left[\begin{array}{c} y_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - u_t(\cdot) \\ -\rho [\Phi_{t-1}(\cdot) - \beta_0 - \beta_k k_{it-1} - \beta_l l_{it-1} - u_{t-1}(\cdot)] \end{array} \right] \otimes \begin{bmatrix} 1 \\ k_{it} \\ l_{it} \\ k_{i,t-1} \\ l_{i,t-1} \\ m_{i,t-1} \\ \Phi_{t-1}(k_{i,t-1}, l_{i,t-1}, m_{i,t-1}, e_{i,t-1}) \end{bmatrix} = 0, \quad (12)$$

从而得到参数 $(\beta'_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3, \beta_l, \beta_k, \rho)$ 的估计量^①。

三、数据和变量

(一) 数据介绍

本文使用全国税收调查数据库(以下简称“税收库”)测算 TFP 并进行分析。与文献中广为应用的工业企业数据库(以下简称“工业库”)相比,税收库有以下三方面的优势。第一,目前研究者所用工业库主要局限于 2008 年之前的数据,对金融危机以来的宏观经济形势和企业生产经营行为鲜有涉及。然而,金融危机之后,中国经济特征发生了结构性转变,基于工业库得出的研究结论可能难以适用于当前中国经济。税收库涵盖了金融危机之后的时间段,可以对学术界和政策层关心的一系列经济问题给出微观证据。第二,与工业库主要包含规模以上企业不同,税收库包含为数众多的中小企业。中小企业是中国经济最活跃的组成部分,基于规模以上工业企业的研究往往无法充分反映中小企业的情况,税收库为弥补这一研究上的缺陷提供了数据可能性。第三,税收库有着更丰富的企业信息。除企业基本信息和财务数据(如利润表、现金流量表和资产负债表涉及的各项指标)之外,税收库详细记录了企业各项税费的相关信息。与本文研究内容最密切的是,该数据包含企业煤、油、电等三种能源的消耗情况。

本文使用的 2007—2015 年税收库样本包含制造业部门所有二位数行业,覆盖了中国内地全部 31 个省(自治区、直辖市),初始样本有 2 277 883 个观测值(企业-年份),我们按照一般规则剔除了异常观测值,并对连续变量两端进行了 1% 的缩尾处理。此外,我们对行业代码进行了调整,最终用于测算 TFP 的样本包括 1 963 926 个观测值(企业-年份)。

^① 在估计中, β_0 和 θ_0 无法分开,我们将其和记为 β'_0 , 即 $\beta'_0 = \beta_0 + \theta_0$ 。

(二) 变量说明

本文涉及的核心变量主要是企业的产出和要素投入,尤其是资本和劳动两种要素。与现有测算 TFP 的研究不同,本文还特别关注企业的能源消耗数据。以下介绍这些变量的选取情况。

(1) 产出。税收库报告了企业增加值的名义值,由于各年物价水平不同,需要对各年增加值进行价格调整。得益于数据优势,本文并不直接对增加值进行价格调整,而是通过如下的间接方法得到实际增加值。首先,税收库报告了企业层面的总产出,我们扩展并使用杨汝岱(2015)提供的产出价格指数对这一变量进行调整,得到可以跨年比较的企业总产出。其次,税收库也报告了企业层面的中间投入,我们同样按照杨汝岱(2015)的方法得到二位数行业投入价格指数,以消除通货膨胀的影响,得到跨年可比的中间投入。最后,我们用总产出的实际值减去中间投入的实际值作为增加值的实际值。

(2) 资本投入。和其他调查数据一样,税收库报告的企业固定资产和折旧相关的变量都是账面价值,而生产函数中应当使用真实价值。因此,我们需要基于资本的账面价值尽量推算其真实价值,这个过程的核心是如何消除通货膨胀对固定资产名义值的影响。我们按照 Brandt et al. (2012)、杨汝岱(2015)的处理思路,首先基于一定假设推算出企业每年的固定资产名义购买量,然后对固定资产投资名义值进行消胀得到每年固定资产投资的真实值,最后基于永续盘存法和折旧信息计算真实资本存量和真实投资。

(3) 劳动投入。税收库报告了企业雇员人数和工资总额,本文使用剔除物价影响的工资总额衡量劳动投入。如果劳动按照其对产出的贡献获得相应的报酬,那么工资总额相当于对从业人数按照其边际生产力进行加权。在稳健性分析中,我们也使用企业的从业人数衡量劳动投入,这一指标无需考虑通货膨胀的影响。使用不同指标得到的结果十分接近,因此后文报告的是以工资总额衡量劳动投入计算的结果。

(4) 能源投入。税收库报告了企业层面的能源使用情况,主要是煤炭、油和电三种能源的消耗量,因此不涉及价格调整的问题。但是,仍然需要用合适的方法将三类能源消耗量加总。我们根据能源的热值,将能源消耗量转换为标准煤。标准煤的热值为 29.27 MJ/kg,油的热值为 41.87 MJ/kg,电的热值为 3.60 MJ/kWh,因此 1 千克油可转化为 1.43 千克标准煤,1 度电可转化为 0.12 千克标准煤。^①

表 1 报告了核心变量的描述统计量。

表 1 描述统计量

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
产出	1 963 926	7.78	3.58	0.03	20.65
资本投入	1 963 926	7.70	2.74	0.14	18.97
劳动投入	1 963 926	7.21	2.16	0.10	17.13

^① 热值(calorific value)是单位质量(或体积)的燃料完全燃烧时所放出的热量。MJ 是兆焦,kg 是千克,kWh 是千瓦时(度)。

(续表)

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
中间投入	1 963 926	8.41	3.49	0.30	26.40
能源投入	1 963 926	9.10	5.47	3.36	13.67

注：作者根据全国税收调查数据库计算，均为对数形式。

四、生产函数的估计结果

使用上文介绍的方法和数据，我们估计了2007—2015年中国制造业企业的生产函数，基准估计结果报告在表2第(1)—(2)列。本文估计方法的特征是通过能源消耗排除产能利用率的影响，作为对比，第(3)—(4)列也报告了按照标准ACF方法估计的生产函数。表2的估计结果显示以下几点特征。

表2 生产函数估计结果

行业 代码	行业名称	本文方法		标准ACF方法		观测值 (5)
		劳动 (1)	资本 (2)	劳动 (3)	资本 (4)	
13	农副食品加工业	0.778	0.100	0.841	0.060	62 616
14	食品制造业	0.757	0.125	0.720	0.086	38 627
15	酒、饮料和精制茶制造业	0.781	0.078	0.927	0.033	28 045
16	烟草制品业	0.906	0.075 [#]	0.449	0.081 [#]	827
17	纺织业	0.771	0.146	0.716	0.110	103 569
18	纺织服装、服饰业	0.689	0.222	0.723	0.162	97 163
19	皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	0.699	0.134	0.723	0.069	46 007
20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.733	0.136	0.772	0.089	46 967
21	家具制造业	0.817	0.084	0.823	0.041	19 588
22	造纸及纸制品业	0.777	0.143	0.820	0.101	39 819
23	印刷和记录媒介的复制业	0.792	0.160	0.818	0.103	36 666
24	文教、工美、体育和娱乐用品制造业	0.716	0.174	0.788	0.129	28 578
25	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.842	0.232	0.715	0.181	11 465
26	化学原料和化学制品制造业	0.712	0.195	0.707	0.167	127 838
27	医药制造业	0.904	0.143	0.863	0.096	35 441
28	化学纤维制造业	0.762	0.086	0.906	0.036 [#]	7 241
29	橡胶和塑料制品业	0.759	0.160	0.773	0.122	127 249
30	非金属矿物制品业	0.752	0.193	0.749	0.146	142 227
31	黑色金属冶炼及压延加工业	0.702	0.229	0.734	0.169	55 643
32	有色金属冶炼及压延加工业	0.746	0.205	0.741	0.172	44 206
33	金属制品业	0.778	0.158	0.779	0.109	133 844

(续表)

行业 代码	行业名称	本文方法		标准 ACF 方法		观测值 (5)
		劳动 (1)	资本 (2)	劳动 (3)	资本 (4)	
34	通用设备制造业	0.674	0.212	0.765	0.156	175 304
35	专用设备制造业	0.834	0.182	0.765	0.140	100 862
36	汽车制造业	0.724	0.138	0.772	0.101	73 827
37	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	0.691	0.234	0.694	0.197	33 249
38	电气机械和器材制造业	0.829	0.182	0.829	0.147	100 730
39	计算机、通信和其他电子设备制造业	0.698	0.209	0.626	0.202	95 572
40	仪器仪表制造业	0.841	0.197	0.662	0.173	26 020
41	其他制造业	0.646	0.118	0.729	0.109	97 265
42	废弃资源综合利用业	0.650	0.207	0.677	0.172	10 173
43	金属制品、机械和设备修理业	0.660	0.178	0.663	0.146	17 298

注:除了*标识的系数在5%水平上显著,其他系数均在1%水平上显著。

第一,比较使用本文方法和标准 ACF 方法的估计结果,一个明显特征是,本文方法估计的资本产出弹性更大(唯一的例外是烟草制品业)。也就是说,如果不考虑产能过剩的问题,直接使用标准 ACF 方法估计生产函数,会低估资本的贡献。这是因为,当存在产能过剩时,资本的实际使用量低于拥有量,如果使用数值上更大的拥有量估计生产函数,其系数(产出弹性)会被低估。不仅如此,从方法构造上来讲,产能利用率(u_{it})与能源强度(e_{it})正相关,而能源强度与资本存量负相关,从而产能利用率与资本存量的负相关也会导致当不考虑产能过剩时,资本产出弹性被低估。总之,使用本文方法或标准 ACF 方法能够估计出不同的产出弹性,因而计算出来的 TFP 也会存在差异,这证实了本文采用新方法的必要性。

第二,本文估计的资本产出弹性在 0.2 左右,低于现有文献中报告的 0.3 左右(如鲁晓东和连玉君,2012;杨汝岱,2015)。本文与文献的差异体现在三点:估计方法不同;企业范围不同;样本时期不同。估计方法不能解释系数差异,因为使用标准 ACF 方法计算的资本产出弹性更小,我们尝试从后两个维度分析产生差异的原因。(1)税收库包括大量中小企业,它们的产出弹性可能不同于文献中常用的规模以上企业。我们保留税收库的规模以上非国有企业和所有国有企业(与工业库样本覆盖范围一致),重新使用本文方法和标准 ACF 方法估计生产函数。回归结果显示资本产出弹性仍然较小,可见样本覆盖的企业规模差异不能完全解释资本产出弹性较低的事实。(2)文献中常用 1998—2007 年的工业库,本文使用 2007—2015 年的税收库数据,样本时期相差将近十年,许多方面的差异可能导致本文估计的资本产出弹性较低。比如,随着中国经济快速增长,资本要素丰裕程度也不断提升(陆明涛等,2016)。在前一阶段,企业发展面临资本短缺的困境,此时增加资本投入会带来更快的产出增长,因而资本的产出弹性较大;在本文研究的样本期间,资本约束较前一阶段更为松弛,因而产出增长对资本投入的敏感性也有所下降。

第三,仅少数行业显示出规模报酬不变或微弱的规模报酬递增特征,大多数行业则处于规模报酬递减阶段。将资本和劳动的产出弹性相加得到规模报酬系数,比较规模报酬系数与1的关系可得行业的规模报酬特征。石油加工、炼焦及核燃料加工业,医药制造业,仪器仪表制造业三个行业的规模报酬系数显著大于1,为规模报酬递增行业,不过递增程度非常微弱,最大的规模报酬系数仅为1.07(石油加工、炼焦及核燃料加工业)。专用设备制造业,电气机械和器材制造业,烟草制品业三个行业显示规模报酬不变特征(规模报酬系数与1没有显著差异),其余25个行业则存在规模报酬递减特征(规模报酬系数显著小于1),但大部分行业的规模报酬递减程度同样微弱,19个行业的规模报酬系数在0.85—0.95之间。^①

五、全要素生产率的特征事实

本部分首先对比使用本文方法与标准ACF方法估计出来的TFP的整体分布情况,然后从静态和动态两个维度分析中国制造业企业TFP的特征事实。

图1展示了两种方法测算的TFP的概率分布。一个明显的特征是,本文方法测算的TFP要高于标准ACF方法的测算结果。根据第二部分的介绍,测算的生产率应为 $\hat{\omega}_{it} = \hat{y}_{it} - \hat{\beta}_0 - \hat{u}_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_k k_{it}$ 。第四部分显示本文方法估计的资本产出弹性高于标准ACF方法,劳动产出弹性平均也高于标准ACF方法,仅据此两点,本文方法测算的TFP应该低于标准ACF方法的测算结果。差别在于本文测算TFP时还减去了产能利用率的对数(\hat{u}_{it}),其数值一般为负值,因而使得本文测算的TFP略高于标准ACF方法。这也体现了纳入产能利用率的作用:在存在产能过剩的情况下,企业生产中实际使用的要素量低于其账面拥有的要素量,因此实际生产率要高于根据账面数据计算的生产率。

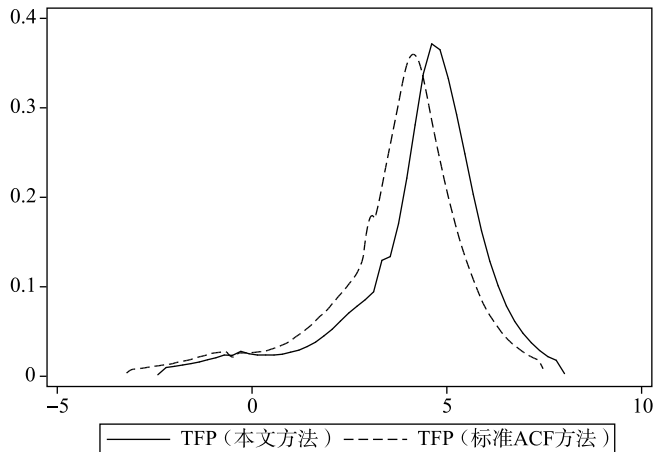


图1 两种方法测算的TFP的概率分布

^① 杨汝岱(2015)把规模报酬系数小于0.9定义为规模报酬递减,0.9—1.0之间定义为规模报酬不变,大于1.0定义为规模报酬递增。按照这一区分方式,本文样本有规模报酬递增行业5个,规模报酬不变行业14个,规模报酬递减行业12个,与杨汝岱(2015)的测算结果更为接近。

(一) 全要素生产率的静态特征

1. 行业差异

首先看全要素生产率的行业差异。严格来说,行业间的 TFP 并不直接可比,此处仅做简单说明。图 2 展示了各行业 TFP 的中位数。行业之间的生产率存在明显差异,TFP 最高的行业为皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(4.11),最低的行业为烟草制品业(2.82),前者比后者高出 45%。整体而言,各轻工业行业的 TFP 高于均值,化工类行业(除医药制造业)TFP 也高于均值;而行业代码 29 到 39 之间的冶金、机械类行业的 TFP 较低。行业之间的差异提醒我们,分析制造业部门的 TFP,需要先剔除行业差异的影响。

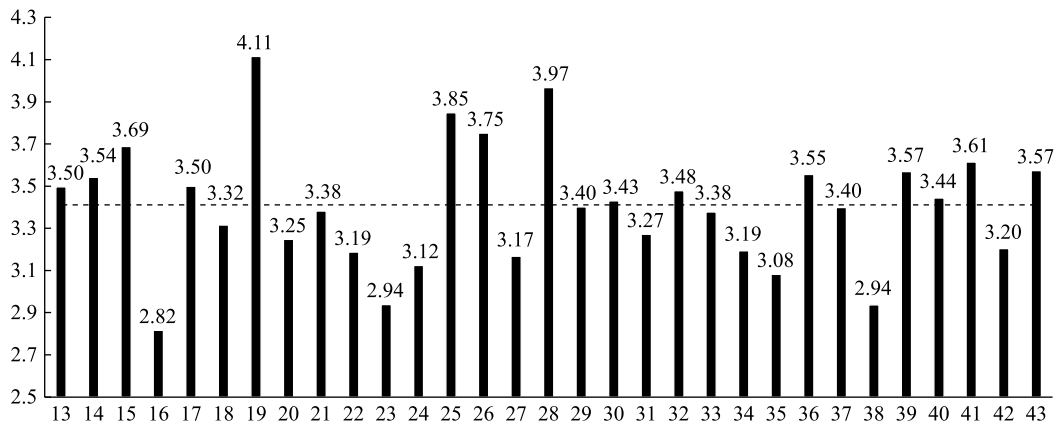


图 2 分行业全要素生产率

注:横虚线表示均值(3.41),横轴是行业代码,行业名称请见表 2。

典型事实 1A(静态) 中国制造业企业 TFP 在行业间存在异质性。轻工业和化工行业 TFP 较高,冶金、机械类行业的 TFP 较低。

2. 地区差异

我们接着比较全要素生产率的地区差异。由于各省(自治区、直辖市)的产业结构存在差异,而不同行业的 TFP 不宜直接比较,因此我们首先在行业-年份内将 TFP 标准化处理,然后再跨省比较。图 3 报告的是各省 TFP 相对于平均值的差异。早期研究指出,东部地区、中部地区、西部地区的 TFP 呈阶梯状下降,图 3 显示金融危机之后情况已经大为不同。首先,东部地区一些省份(如广东、江苏、浙江)仍保有较高的 TFP,其中排名最高的江苏 TFP 高于均值 0.41,但也有一些省份 TFP 低于均值(如北京、天津、河北、海南)。其次,中部地区表现良好,中部六省的 TFP 都高于均值,其中湖北 TFP 高于均值 0.36,仅次于江苏的 0.41,甚至略高于广东的 0.34。谢千里等(2008)发现中部地区和沿海地区之间的生产率正在收敛,本文结果支持这一判断。再次,西部地区 TFP 仍较低,12 个省份中仅重庆、云南、四川和新疆高于均值,7 个省份 TFP 都低于均值。最后,东北三省也出现明显分化,辽宁 TFP 高于均值 0.14,与山东、河南相当,甚至高于不少东部省份;而吉林和黑龙江则大幅度低于全国均值。

典型事实 1B(静态) 中国制造业企业 TFP 在地区间存在异质性。中部省份 TFP 较高,西部省份 TFP 较低,东部和东北各省的 TFP 出现明显分化。

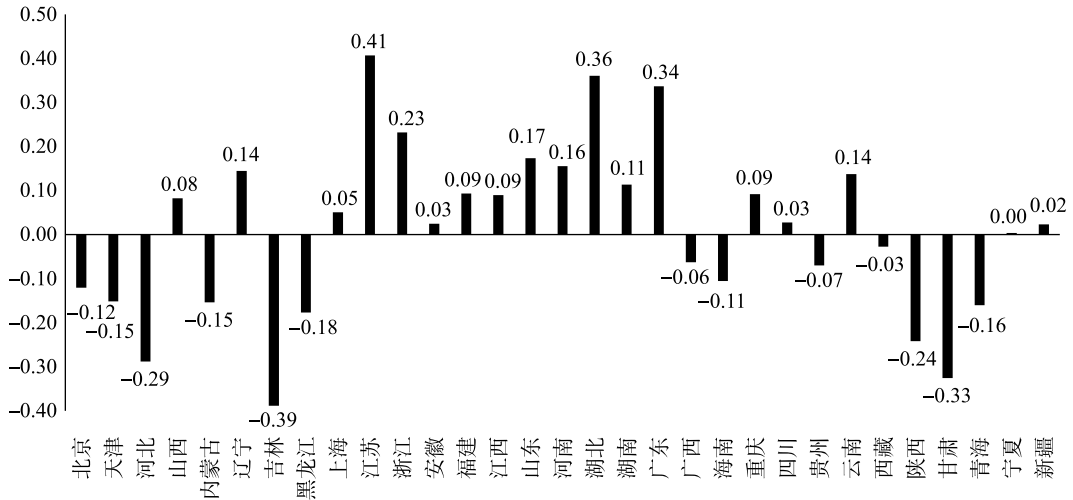


图3 分省全要素生产率

注:根据标准化的 TFP 作图,各省对应数字可以理解为相对于全国均值的差异。

3. 所有制差异

文献中还发现 TFP 在不同所有制企业间存在很大差异。我们根据企业的登记注册类型,将企业细分为六类:国有企业、(非公司制)私营企业、公司制企业、港澳台资企业、外资企业和其他类型的企业,比较不同所有制企业的 TFP 差异。图 4 显示,与杨汝岱(2015)等文献的发现一致,港澳台资企业和外资企业仍然有较高的 TFP,其他类型的企业 TFP 最低。其他类型的企业中 62.5%是集体企业,它们在改革开放初期“异军突起”,也因产权不明备受质疑,较低的 TFP 可能正是产权不明的后果之一。与现有文献不同,本文发现除其他企业外,(非公司制)私营企业 TFP 最低,比均值低 0.07。

民营企业——特别是非公司制的私营企业——生产率较低,一个重要原因是其规模较小。我们可以从两方面简单验证企业规模在其中发挥的作用。首先,附录图 A1 显示企业规模(用增加值衡量)与 TFP 存在显著正相关。^①这符合经济理论的预测,也和国内相关研究的实证发现一致。其次,图 4 也比较了剔除规模影响的 TFP。结果显示,剔除规模因素的影响之后,各类企业的 TFP 差距大幅缩小。比如,非公司制的私营企业与均值的差异从-0.07 降至-0.014,港澳台资和外资企业比均值仅高 0.05 左右,比没有控制规模差异时下降了 2/3。可见,规模差异确实是不同所有制企业 TFP 存在差异的主要原因。

典型事实 1C(静态) 中国制造业企业 TFP 在所有制类型间存在异质性。外资和港澳台资企业 TFP 较高,非国有企业 TFP 较低,国有企业 TFP 高于平均水平。不同所有制企业间的 TFP 差异,主要是由企业规模的差异导致的。

① 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

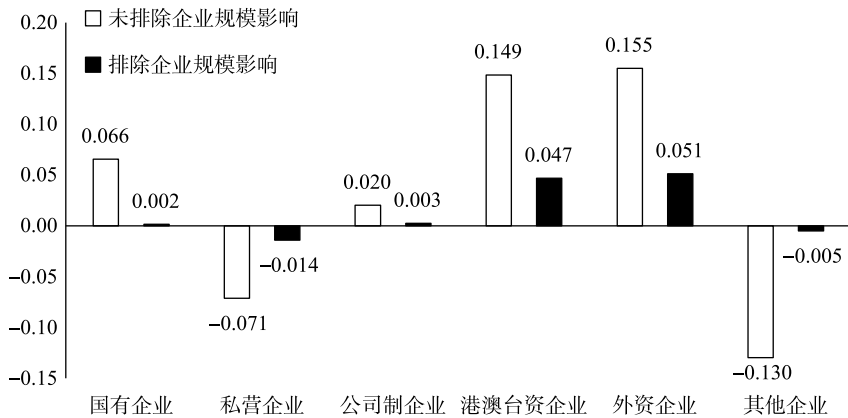


图4 分企业性质的全要素生产率

注:根据标准化的TFP作图,各类企业对应数字可以理解为相对于全国均值的差异。

(二)全要素生产率的动态特征

1. 时间趋势

动态特征方面,我们首先考察全要素生产率在样本期间的变动趋势。图5报告了两类TFP增长率,其中实线为仅以抽样概率加权的TFP增长率(相当于文献中的简单平均值),长虚线是以抽样概率和增加值加权的TFP增长率(相当于文献中以增加值加权的平均值)。在计算这两类TFP增长率时,我们首先在行业内部对TFP进行标准化,因此这里的增长率仍可视为了剔除了行业因素的影响。两类TFP增长率虽然数值大小不同,但基本趋势较为一致:2008年TFP增长率仍然较高,仅以抽样概率加权时接近3%,2009年经历了较大幅度的下降,增长率低于2%;其后两年,TFP增长率有所提高,但仍低于2008年;2012年TFP增长率再一次下降至2009年的水平,然后同样反弹了两年,并在2015年最终跌破1%。这一时期的TFP增长率,经历了两个小的周期,但整体趋势是在波动下降。

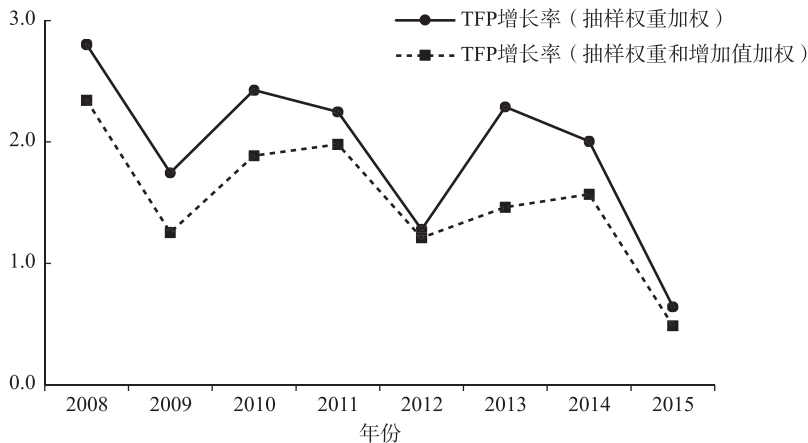


图5 制造业部门TFP增长率(2008—2015)

图5的结果不能直接与文献中报告的增长率相比,图6柱状图报告了可比的TFP增长率。2007—2015年间,本文计算的平均TFP增长率为1.75%,这样的增长速度低于大

部分研究对金融危机之前的测算^①。在使用企业层面数据估算 TFP 的研究中,1998—2007 年 TFP 增速大约在 2%(鲁晓东和连玉君,2012)到 7.96%(Brandt et al., 2012)之间。与这些研究结论的对比显示,金融危机之后中国经济确实发生了结构性变化,企业的生产效率逆转了 2008 年之前不断提高的趋势,TFP 对经济增长的贡献急剧下滑,成为近年来经济增速下降的主要原因之一。

图 6 还报告了使用其他指标或样本计算的 TFP 增长率。首先,就指标而言,基准分析使用工资总额衡量劳动收入,使用资本存量衡量资本投入,使用三类能源的总消耗量来控制不可观测的产能利用率的影响;作为稳健性检验,我们也使用从业人数衡量劳动投入,使用固定资产衡量资本投入,使用煤炭消耗量来控制不可观测的产能利用率的影响。计算的结果报告在图 6 第 2—4 组柱状图。其次,就样本而言,本文基准情形使用制造业全样本进行分析,而金融危机之前使用工业库测算 TFP 用的是全部国企和规模以上非国企,为了与金融危机之前的结果更有可比性,图 6 第 5 组柱形图也使用同样的样本。此外,考虑到税收库的抽样特征,我们还使用连续存在 3 年或 6 年以上的企业样本,以得到更稳定的估计结果。总结图 6 的结果,可以看到基本结论非常稳健,即中国制造业部门在金融危机之后 TFP 增速低于金融危机之前的估计。

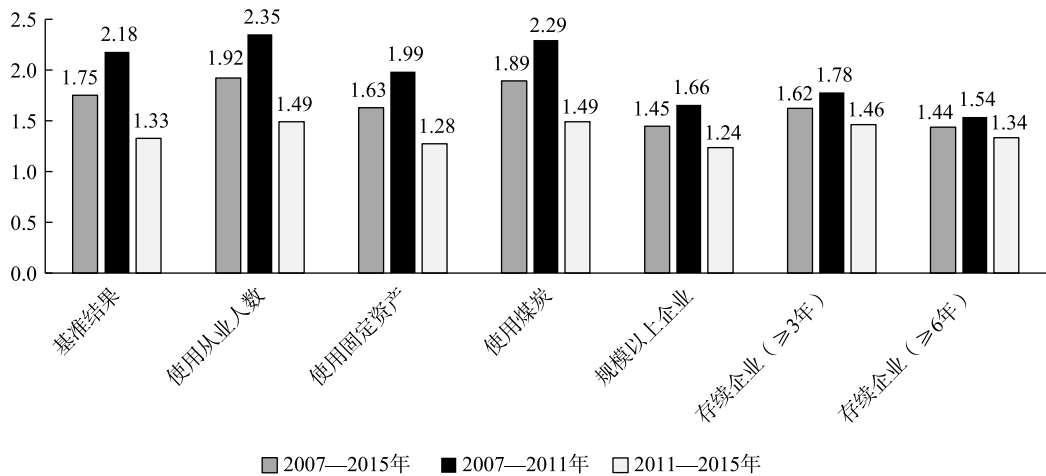


图 6 稳健性分析

典型事实 2A(动态) 样本期间中国制造业企业 TFP 增速呈现波动下降趋势。

2. 分解 TFP 的动态变化

早期文献注重技术进步对经济增长的促进作用,而近期文献越来越重视资源配置效率在经济增长中的作用,包括产业结构的变动和企业间要素的配置。本文也使用 Melitz and Polance(2015)提出的动态 OP 分解方法,将 TFP 变动分解为企业成长效应、资源配置效应、进入效应和退出效应。图 7 报告了样本期间四种效应对 TFP 变动的贡献(百分比)。

^① Young(2003)以及郭庆旺和贾俊雪(2005)使用加总数据估计的 TFP 增长率低于本文数字。Young(2003)的计算结果显示,1978—1998 年中国 TFP 年均增长速度只有 1.4%;郭庆旺和贾俊雪(2005)发现 1979—2004 年 TFP 年均增长率只有 0.9%,这是文献中最低的数字。不过,同样是加总数据,Perkins and Rawski(2008)估计的 TFP 增长率为 3.8%(1978—2005 年)。

首先,企业成长效应是 TFP 增长的主要动力,在大部分年份贡献了超过 60% 的 TFP 增长,2011 年和 2012 年贡献率超过 100%——除企业成长效应之外,另外三种效应对 TFP 增长的贡献是负的。其次,资源配置效应对 TFP 的贡献波动较大。样本前期,资源配置效应贡献逐步减小,2008 年贡献了约 1/3 的 TFP 增长,2011 年却只有负的贡献。样本后期,资源配置效应有所提升,2013—2015 年对 TFP 增长的贡献在 20% 左右浮动。最后,进入效应对 TFP 增长有持续的负贡献,而退出效应对 TFP 增长有持续的正贡献,但数值都很小。

由于税收库是抽样调查数据,所以进入和退出主要是抽样带来的变化,而不是新企业的成立或者现有企业退出市场。样本期间,不到 3% 的进入企业是新成立企业。因此,图 7 中进入效应和退出效应并不反映企业更替带来的资源再配置的影响,而仅是抽样方式的结果。税收库按照企业规模分层随机抽样,大企业被抽中的概率远高于小企业(Chen et al., 2021),因此进入和退出的主体也是小企业。由于小企业的 TFP 低于大企业,因此进入效应会降低加总 TFP,而退出时会带来加总 TFP 的上升。值得注意的是,进入效应和退出效应方向相反,而大小相当,因此往往相互抵消。样本期间,进入效应和退出效应的加总效果对 TFP 增长的贡献不到 5%,大部分年份可以忽略不计。

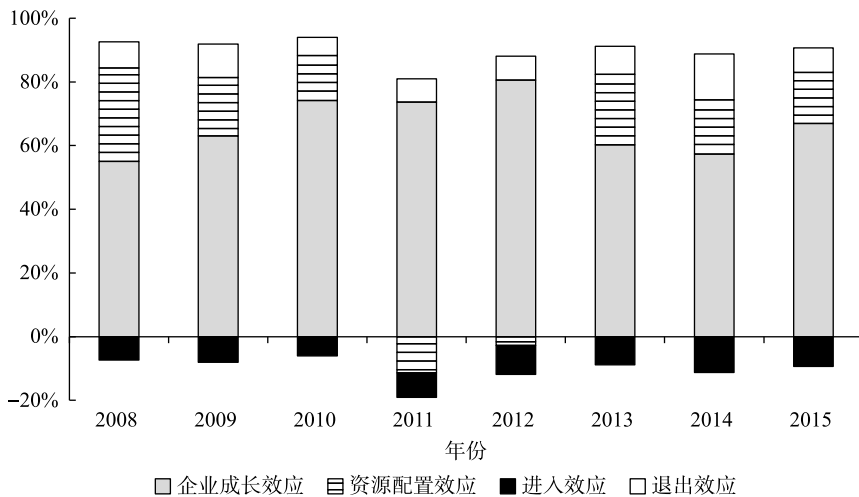


图 7 全要素生产率变化的分解

剔除进入退出的影响,图 8 重新计算了资源配置效应在 TFP 增长中的贡献。资源配置效应对 TFP 增长的贡献从 2008 年的 35% 一路下跌至 2011 年的负值,然后反弹至 2013—2015 年的 20% 左右。Hsieh and Klenow(2009)发现金融危机前中国资源错配问题比较严重,给生产效率和经济产出带来巨大损失。杨汝岱(2015)进一步发现制造业生产率的增长越来越依靠企业成长效应,企业间配置效应的作用越来越小。图 7 和图 8 的结果显示,2011 年之前中国制造业部门延续了金融危机之前配置效率恶化的趋势,考虑到这一时期内较强的经济刺激政策,如果政策保护甚至扶持那些生产率低的企业,就会干扰要素配置的市场力量,造成配置效率下降。2011 年之后配置效率有所改善,说明生产率高的企业开始获得了更多资源并占领了更大的市场。如果能够让市场在资源配置中发挥基础

性作用,保证资源能够在企业间、产业间、区域间自由流动,资源配置效率的改善有潜力进一步提高整体生产率水平。考虑到企业自身生产效率的提高可能成本巨大(培训员工、投资于高风险的研发活动等),促进生产要素在企业间再配置显然是提升长期增长潜力的更好的途径。

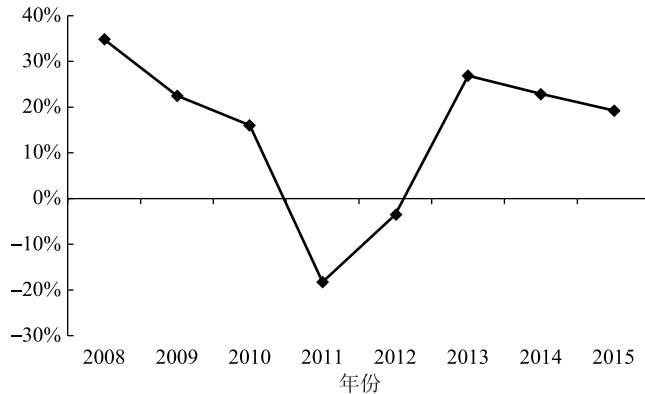


图8 资源配置效应对 TFP 增长的贡献

典型事实 2B(动态) 样本期间中国制造业企业 TFP 增长主要来自企业成长效应,资源配置效应对 TFP 增长的贡献则经历了先降后升的 V 形走势。

六、结 论

全要素生产率从供给侧决定经济体的长期增长潜力,现有研究缺乏对金融危机之后中国 TFP 的认识,从而无法判断中国经济的长期走势。本文使用新的数据和新的方法,测算了中国制造业企业的 TFP。在此基础上,本文分析了金融危机以来中国制造业企业的生产效率及其变化,得出以下结论。首先,如果不排除产能过剩的影响,文献中常用的生产函数估计方法会低估资本的产出弹性,但对劳动产出弹性可能高估或低估。其次,就静态特征而言,中国制造业企业 TFP 表现出明显的行业差异,轻工业部门和化工相关行业 TFP 相对较高,冶金、机械类行业 TFP 较低;中部地区 TFP 较高,西部地区 TFP 较低,而东部地区和东北地区都出现明显的分化;港澳台资和外资企业生产率仍高于内资企业,不过大部分差异是由企业规模导致的。最后,就动态特征而言,2007—2015 年间 TFP 增速明显低于金融危机之前,且处于波动下降趋势;企业成长效应仍然是企业 TFP 增长的主要来源,资源配置效应对 TFP 增长的贡献则经历了先降后增的 V 形走势。

本文研究说明 TFP 增速下降是近年来宏观经济增速放缓的重要原因。发达国家 TFP 增长率为每年 2% 左右,这可以看作是长期均衡状态,发展中国家由于后发的技术优势,TFP 的增长率一般高于 2%。2007—2015 年间,中国制造业 TFP 增速不仅低于金融危机之前的情况,而且低于均衡状态的潜在增速。从分解结果来看,一方面,技术进步效应占比较高,但绝对数值并不大,因此鼓励技术创新和组织创新,提高技术进步速度仍有必要。另一方面,资源配置效应占比较低,说明要继续深化改革,切实保证“市场在资源配置中起决定作用”,促进生产要素向生产效率更高的行业、地区和企业流动,通过改善资源

配置来调整经济结构,提高增长的速度和质量。不仅如此,本文方法与标准 ACF 方法估计生产函数存在差异,说明存在普遍的产能过剩情况,造成生产要素的闲置,这也为需求侧政策提供了干预基础。通过适当的刺激政策提升现有生产要素的利用率,有利于减缓经济波动程度。总之,通过创新推动技术进步,通过建设全国统一大市场提高配置效率,通过需求侧政策提高产能利用率,三管齐下有利于尽快提振中国宏观经济。

参考文献

- [1] Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer, "Identification Properties of Recent Production Function Estimators", *Econometrica*, 2015, 83(6), 2411-2451.
- [2] Bartelsman, E., and M. Doms, "Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata", *Journal of Economic Literature*, 2000, 38, 569-594.
- [3] Basu, S., J. Fernald, and M. Kimball, "Are Technology Improvements Contractionary?", *American Economic Review*, 2006, 96(5), 1418-1448.
- [4] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), 339-351.
- [5] Chen, Z., Z. Liu, J. Serrato, and D. Y. Xu, "Notching R&D Investment with Corporate Income Tax Cut in China", *American Economic Review*, 2021, 111(7), 2065-2100.
- [6] Collard-Wexler, A., and J. De Loecker, "Production Function Estimation and Capital Measurement Error", *NBER Working Paper*, 2020, No. 22437.
- [7] Dong, Z., H. Ma, and G. Shen, "Estimating Production Functions Using Energy to Control for Unobserved Utilization", *Economics Letters*, 2021, 209, 110118.
- [8] 郭庆旺、贾俊雪,“中国全要素生产率的估算:1979—2004”,《经济研究》,2005年第6期,第51—60页。
- [9] Hsieh, C.-T., and P. J. Klenow, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), 1403-1448.
- [10] 赖平耀,“中国经济增长的生产率困境:扩大投资下的增长下滑”,《世界经济》,2016年第1期,第75—94页。
- [11] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317-341.
- [12] 刘培林、贾坤、邹静娴、申广军,“‘均值回归说’低估了后发追赶国家的增长潜力”,《国际经济评论》,2020年第1期,第9—19页。
- [13] 刘世锦、余斌、陈昌盛,“金融危机后世界经济格局调整与变化趋势”,《中国发展观察》,2014年第2期,第18—19页。
- [14] 陆明涛、袁富华、张平,“经济增长的结构性冲击与增长效率:国际比较的启示”,《世界经济》,2016年第1期,第24—51页。
- [15] 鲁晓东、连玉君,“中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007”,《经济学》(季刊),2012年第2期,第541—558页。
- [16] 陆旸、蔡昉,“人口结构变化对潜在增长率的影响:中国和日本的比较”,《世界经济》,2014年第1期,第3—29页。
- [17] Melitz, M., and S. Polanec, "Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit", *The Rand Journal of Economics*, 2015, 46, 362-375.
- [18] 聂辉华、江艇、杨汝岱,“中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题”,《世界经济》,2012年第5期,第142—158页。
- [19] Olley, G. S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263-1297.

- [20] Perkins, D., and T. Rawski, "Forecasting China's Economic Growth to 2025", *China's Great Economic Transformation*, Cambridge University Press, 2008.
- [21] Pritchett, L., and L. Summers, "Asiaphoria Meets Regression to the Mean", *NBER Working Paper*, 2014, No. 20573.
- [22] Shen, G., and B. Chen, "Zombie Firms and Over-Capacity in Chinese Manufacturing", *China Economic Review*, 2017, 44, 327-342.
- [23] Syverson, C., "What Determines Productivity?", *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(2), 326-365.
- [24] 谢千里、罗斯基、张轶凡, "中国工业生产率的增长与收敛", 《经济学》(季刊), 2008年第3期, 第809—826页。
- [25] 杨汝岱, "中国制造业企业全要素生产率研究", 《经济研究》, 2015年第2期, 第61—74页。
- [26] Young, A., "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period", *Journal of Political Economy*, 2003, 111(6), 1220-1261.
- [27] 余森杰、金洋、张睿, "我国工业企业产能利用率的衡量与生产率估算", 《经济研究》, 2018年第5期, 第56—71页。

Total Factor Productivity of Chinese Manufacturing Firms: New Findings Based on New Data and New Method

SHEN Guangjun

(Sun Yat-sen University)

CHEN Binkai*

(Central University of Finance and Economics)

Abstract: Using National Tax Survey Database (2007—2015), we estimate the production function of Chinese manufacturing firms and calculates their total factor productivity(TFP). The new findings are as follows. (1) TFP is higher in central China and lower in western China; TFP shows divergence in eastern and northeastern China. (2) TFP shows slower growth after the financial crisis, and its slower growth trend continues. (3) Technical progress contributes the most to TFP growth, while the contribution of resource reallocation follows a V-shaped pattern. This study helps understand the new stylized facts of TFP after the financial crisis, and has important policy implications.

Keywords: total factor productivity; over-capacity; energy consumption

JEL Classification: D24, O47, L60

* Corresponding Author; CHEN Binkai, School of Economics, Central University of Finance and Economics, Shahe University Park, Changping District, Beijing 102206, China; Tel: 86-10-61776452; E-mail: chenbinkai@cufe.edu.cn.