

# 行业技术异质性、要素配置 扭曲与企业真实全要素生产率

徐志伟 白桐语 沈岩\*

**摘要:** 如何对不可直接观测的企业全要素生产率(TFP)作出准确估计是经济学研究的基础性工作。传统的利用代理变量法估计微观企业 TFP 受到 CD 生产函数技术进步中性假定、行业技术差异不可比、要素价格扭曲不可直接观测等问题的限制。本文借鉴 Uras 和 Wang(2024)的广义生产框架,构建考虑行业技术异质性和要素配置扭曲的 CES 变系数模型,对中国要素互补性行业的企业真实 TFP 进行估计。研究发现,行业技术异质性在企业真实 TFP 估计中具有重要影响,可以解释 15%左右的生产效率。在此基础上,本文对企业真实 TFP 的演进趋势、行业特征和影响因素进行了拓展分析。结果发现,1999—2007 年微观企业真实 TFP 稳步增长,此后增长放缓,要素错配程度加深。非国有企业、大型企业、出口型企业更具效率上的比较优势,企业年龄对真实 TFP 产生负向影响。CES 变系数模型具有函数设定的包容性、“真实固定效应”与要素错配影响的可剥离性等特点。本研究为企业 TFP 测度方法的改进提供了新的框架。

**关键词:** 行业技术异质性;要素配置扭曲;企业真实 TFP

**中图分类号:** F062.9

## 一、引言

党的二十届四中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》明确提出,要以推动高质量发展为主题,以改革创新为根本动力,以满足人日益增长的美好生活需要为根本目的,以全面从严治党为根本保障,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。通过生产要素的有效配置实现全要素生产率(TFP)的持续改进是推动“经济实现质的有效提升”的重要路径。但 TFP 具有不可直接观测性,对企业、地区乃至国家的 TFP 作出尽可能准确的估计是当前经济学研究一项非常重要的基础性工作。

截至目前,TFP 测度可以划分为非参估计和参数估计两大类方法。(1)非参估计的典型方法是包络曲线分析(DEA)。DEA 利用线性规划将截面中效率相对最高的样本拟合为最

\*徐志伟,天津财经大学商学院,邮政编码:300222,电子信箱:xzhwtjufe@126.com;白桐语,天津财经大学商学院,邮政编码:300222,电子信箱:blanchebty@163.com;沈岩(通讯作者),南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:niuniu\_eco@qq.com。

本文得到国家社会科学基金一般项目“‘1+N’碳市场体系的排放权配置效率评价及政策优化研究”(23BGL231)的资助。感谢匿名评审专家及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

优生产可能边界,因而无需对生产函数形式作出具体设定。(2)参数估计包含了两类分支:其中一类分支是随机前沿估计(SFA)。其将企业实际产出与最优生产可能边界之间的距离视为技术无效率,通过将服从非负断尾正态分布的生产无效率项从扰动项中分解,获得TFP的估计值。另一类分支则缘起于“索洛剩余”概念,本质上是将TFP视为总产出中不能由要素投入解释的残差(鲁晓东、连玉君,2012)。在实际估计过程中,为克服内生性偏误,学者们发展出代理变量法,主要包含Olley和Pakes(1996)、Levinsohn和Petrin(2003)以及Akerberg等(2015)分别提出的OP、LP和ACF三种半参估计。继而,李世刚等(2023)尝试解决资源错配引致生产决策过程假设无法满足的问题。申广军和陈斌开(2024)则尝试解决产能利用率引致的内生性问题。

参数估计需要对生产函数形式作出必要的设定。最被广泛采用的CD生产函数暗含的假定是要素投入间的替代弹性恒等于1。但现有研究对中国要素替代弹性的估计结果莫衷一是,多数学者支持中国工业或制造业部门要素投入存在互补关系的观点(陈晓玲、连玉君,2013;姚毓春等,2014;李小平、李小克,2018;徐朝阳、王韡,2021),但也有学者认为制造业的要素替代弹性至少部分甚至全部为替代关系(陈诗一、陈登科,2017;余东华等2019),或者与劳动力技能等因素有关(柏培文、王亚文,2023)。无论结果如何,现有研究均不支持CD生产函数要素替代弹性等于1的假定。因此,只有进行更具灵活性和包容性的基本假定,才能使得模型具有更强的适用性,也才能使估计结果更加贴近经济现实。

另一关键问题是如何剔除与企业自身效率无关的不可观测异质性,使这些干扰因素不落入残差项。传统的参数估计方法试图通过引入个体固定效应控制不可观测的异质性,即形成所谓“真实固定效应(True Fixed Effect)”(Greene,2005)。但在实际估计当中,“真实固定效应”估计面临两个问题:一则,由于模型参数众多,估计结果可能难以收敛,尤其在对企业层面的TFP展开估计时,不收敛问题更为突出;二则,由于面板模型汇报的截距项实际上是每一组组内截距估计结果的平均值,并不能准确给出每一组截距项的真实值。多数情况下,由于不同行业的微观企业不可能具有完全相同的生产技术,因此真实的截距对于TFP的估计十分重要。如果能有效估算出行业的“真实固定效应”,真实截距就近似地反映了行业层面共有的不可观测异质性估计量,由此可以将其从微观企业TFP的估算结果中剔除,从而有效缓解Arkolakis(2010)提出的企业TFP无法直接进行跨行业比较的难题。如果忽略了这一点,企业真实TFP的估计结果将因行业的不同发生不同程度的整体偏误。

最后一个需要关注的问题是要素资源错配下的TFP测度。在要素配置扭曲对行业整体生产效率影响的测度上,Hsieh和Klenow(2009)引入产出水平和资本价格楔子,分别刻画产品市场和要素市场扭曲,并在Foster等(2008)收入全要素生产率(TFPR)概念基础上利用其离散程度衡量要素配置效率,测算了要素配置扭曲给社会整体生产效率造成的损失。但令人遗憾的是,在企业真实TFP测度中,相关文献却始终无法将要素配置扭曲的影响从TFP中有效分离。为解决这一问题,李世刚等(2023)在要素资源错配情景下,将包含TFP和随机误差项的混合多项式展开,利用要素投入和TFP的结构信息构造正交条件,依靠GMM方法得到相关参数的一致估计量。但该方法目前仍有三点需要完善补充:(1)主要着眼于实证估计过程的改进,无法给出要素配置扭曲对企业真实TFP影响的显性解;(2)缺少基于真实数据的参数估计验证;(3)蒙特卡洛模拟过程中涉及到大量估计参数的设定,参数的选取可

能存在较强的人为主观性。

借鉴 Uras 和 Wang(2024)提供的包含等效技术的广义生产框架,本文基于 CES 生产函数下的半结构化变系数模型,测度中国要素互补性行业企业的真实 TFP,比较分析行业间的技术异质性特征,以考察在消除要素错配后微观企业 TFP 的反事实状态。相对于既有研究,基于 CES 变系数模型的半结构化估计具有以下优势:(1)采用更具包容性的 CES 生产函数能够在更一般假定前提下对企业的真实 TFP 进行估算。(2)可以通过基于理论模型的结构化推导获得行业“真实固定效应”和要素价格扭曲的显性解,使得行业技术异质性特征和要素错配的影响能够被有效剥离,在企业层面获得更为“干净”的真实 TFP 估计值,并考察其反事实的改进空间。(3)半结构化估计能够基于微观企业的最优决策,将 TFP 估计过程与参数识别过程纳入统一分析框架,最大限度地保证理论模型和实证模型两者所需假设条件和函数形式的一致性。(4)能够在真实场景下对李世刚等(2023)方法的有效性加以验证。(5)将要素的货币投入作为解释变量纳入模型估计过程,这不仅能够统一投入要素的计量单位,而且更具企业间的横向可比性。综上,函数设定的包容性、“真实固定效应”与要素错配影响的可剥离性、参数识别与效率估计的同步性、“一步估计法”的可验性以及解释变量设定的可比性是 CES 变系数模型的主要优势。

余文安排如下:第二部分是理论模型,采用包含等效技术的广义生产框架推导出 CES 变系数模型,获得行业技术异质性、企业真实 TFP 及要素价格扭曲作用三个关键变量的显性解;第三部分简要介绍数据来源和变量选取过程;第四部分汇报重要参数和行业技术异质性的估计结果,对样本期间企业真实 TFP 的整体分布特征进行讨论;第五部分进一步对企业真实 TFP 进行演进趋势分析、分行业比较和影响因素的异质性讨论;第六部分是研究结论与政策启示。

## 二、模型构建

### (一)基础模型

假设在  $t$  时刻,经济系统中第  $s$  个行业的第  $i$  个企业生产过程需要投入资本  $k$  和劳动力  $l$  两种生产要素。参考 Uras 和 Wang(2024)的广义生产框架设定,代表性企业  $i$  在  $t$  时刻的生产技术组合由  $z_{sit} = z(A_{sit}^k, A_{sit}^l)$  构成。此时的  $z_{sit} = z(A_{sit}^k, A_{sit}^l)$  反映的是既定技术前沿下第  $s$  个行业的第  $i$  个企业在  $t$  时刻的技术权衡菜单,或称等效技术。其中,  $A_{sit}^k$  和  $A_{sit}^l$  分别表示第  $s$  个行业的第  $i$  个企业的资本和劳动力两种要素在  $t$  时刻的生产技术。不失一般性,假定代表性企业的技术组合满足以  $\mu_s \in [0, 1]$  为份额参数的 CD 形式  $z_{sit} = (A_{sit}^k)^{\mu_s} (A_{sit}^l)^{1-\mu_s}$ 。 $\mu_s$  是由行业的技术特征决定的行业要素技术组合,外生于企业个体决策。此时,代表性企业的生产过程满足 CES 形式:

$$Y_{sit} = [\alpha_s (A_{sit}^k k_{sit})^{\rho_s} + (1-\alpha_s) (A_{sit}^l l_{sit})^{\rho_s}]^{\frac{1}{\sigma_s}} \quad (1)$$

除已定义变量外,  $\alpha_s \in [0, 1]$  是由行业属性决定的资本要素投入份额,  $\rho_s$  是行业资本和劳动力之间的要素替代弹性,  $\sigma_s$  是行业生产要素间的常替代弹性,存在  $\sigma_s \equiv 1/(1-\rho_s)$ 。 $\rho_s \in (-\infty, 1]$  反映了资本和劳动力之间的要素投入关系。当  $\rho_s \in [0, 1]$  时,生产要素间具有替代性;当  $\rho_s \in (-\infty, 0)$  时,生产要素间具有互补性。不同行业的资本要素投入份额和要素替代关系存在差异,但行业内部企业的两个参数均相同。对于要素投入互补性行业的代表性企

业,存在既定产出和等效技术下的成本最优化问题:

$$\begin{aligned} \min C_{sit} &= rk_{sit} + (1+\tau_{sit}^w)wl_{sit} \\ \text{s.t. } Y_{sit} &= [\alpha_s (A_{sit}^k k_{sit})^{\rho_s} + (1-\alpha_s) (A_{sit}^l l_{sit})^{\rho_s}]^{\frac{1}{\rho_s}} \\ z_{sit} &= (A_{sit}^k)^{\mu_s} (A_{sit}^l)^{1-\mu_s} \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式提供的广义生产框架显示,企业生产过程中不仅要要素投入数量进行选择,更要对技术组合作出决策。其中, $Y_{sit}$ 为第 $s$ 个行业的第 $i$ 个企业在 $t$ 时刻的产出; $C_{sit}$ 为第 $s$ 个行业的第 $i$ 个企业在 $t$ 时刻的总生产成本; $r$ 和 $w$ 分别表示均衡的资本价格和工资水平,二者均外生于企业生产决策,且不可直接观测。 $(1+\tau_{sit}^w)$ 表示定义在劳动力上的价格楔子,反映了劳动力要素价格相对于资本价格的扭曲程度。虽然劳动力市场均衡价格和扭曲程度均不可直接观测,但 $(1+\tau_{sit}^w)wl_{sit}$ 是第 $s$ 个行业的第 $i$ 个企业在 $t$ 时刻可被观测到的劳动力雇佣的实际支付。

由于CES生产函数为凹函数,且互补性的生产要素最优组合必然存在唯一的内点解,根据广义生产框架下产出约束的一阶条件可以有:

$$\begin{aligned} \frac{\mu_s}{1-\mu_s} &= \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \left( \frac{A_{sit}^k}{A_{sit}^l} \right)^{\rho_s} \left( \frac{k_{sit}}{l_{sit}} \right)^{\rho_s} \\ \frac{r}{w} &= \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} (1+\tau_{sit}^w) \left( \frac{A_{sit}^k}{A_{sit}^l} \right)^{\rho_s} \left( \frac{k_{sit}}{l_{sit}} \right)^{\rho_s-1} \end{aligned} \quad (3)$$

由(3)式可以得到要素投入的最优组合:

$$\frac{k_{sit}}{l_{sit}} = \frac{\mu_s}{1-\mu_s} \frac{(1+\tau_{sit}^w)w}{r} \quad (4)$$

(4)式具有以下两重经济含义:其一,当不存在要素价格扭曲时,要素投入互补性行业 $s$ 中任意企业的要素投入数量组合都相同,位似于该行业的要素技术组合 $\mu_s$ 。但要素投入数量组合与要素投入份额 $\alpha_s$ 的大小无关。其二,价格扭曲的存在是引致行业 $s$ 内部不同企业选择不同要素投入数量组合的原因。进一步,将(3)式代入技术前沿约束可以得到最优条件下的生产技术:

$$\begin{aligned} A_{sit}^k &= z_{sit} \eta_s^k \left( \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \right)^{\frac{\mu_s-1}{\rho_s}} \left[ \frac{(1+\tau_{sit}^w)w}{r} \right]^{\mu_s-1} \\ A_{sit}^l &= z_{sit} \eta_s^l \left( \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \right)^{\frac{\mu_s}{\rho_s}} \left[ \frac{(1+\tau_{sit}^w)w}{r} \right]^{\mu_s} \end{aligned} \quad (5)$$

(5)式中:存在 $\eta_s^l = \left( \frac{\mu_s}{1-\mu_s} \right)^{\frac{\rho_s-1}{\rho_s} \mu_s}$ 和 $\eta_s^k = \left( \frac{\mu_s}{1-\mu_s} \right)^{\frac{\rho_s-1}{\rho_s} (\mu_s-1)}$ 。其中, $\eta_s^l$ 代表企业偏向性技术选择的劳动力要素分配份额, $\eta_s^k$ 代表企业偏向性技术选择的资本要素分配份额。进一步,将(5)式代入(1)式并经对数化处理,可以得到代表性企业最优化条件下的生产函数:

$$\ln Y_{sit} = \ln z_{sit} + \frac{\ln \alpha_s^{\mu_s} (1-\alpha_s)^{1-\mu_s}}{\rho_s} + \frac{1}{\rho_s} \ln \left[ \left( \frac{(1+\tau_{sit}^w)w}{r} \right)^{(\mu_s-1)\rho_s} (\eta_s^k k_{sit})^{\rho_s} + \left( \frac{(1+\tau_{sit}^w)w}{r} \right)^{\mu_s \rho_s} (\eta_s^l l_{sit})^{\rho_s} \right] \quad (6)$$

从(6)式可以看出,除了企业自身技术前沿  $z$  和要素投入  $k, l$  以外,行业固有技术特征通过企业的偏向性技术选择过程,同样影响了企业 TFP 的估计。如何获得行业固有技术特征参数,将行业技术异质性因素有效剔除,估计企业真实 TFP,是本文的主要目标。

借鉴 Kmenta(1967)的方法,将非线性的(6)式展开为 CES 变系数模型,作为实证研究中的基础待估方程<sup>①</sup>:

$$\ln\left(\frac{Y_{sit}}{l_{sit}}\right) = \underbrace{\ln z_{sit} (1+\tau_{sit}^w)^{\mu_s}}_{\text{企业真实效率}(\ln TFP_{sit})} + \underbrace{\frac{1}{\rho_s} \ln [2 \alpha_s^{\mu_s} (1-\alpha_s)^{1-\mu_s}]}_{\text{行业真实固定效应}(\beta_s^0)} + \frac{1}{2} (1-2\mu_s) \ln \frac{\eta_s^k + \frac{\rho_s}{8} \left(\ln \frac{\eta_s^k}{\eta_s^l}\right)^2}{\eta_s^l} + \underbrace{\left(\frac{1}{2} + \frac{\rho_s}{4} \ln \frac{\eta_s^k}{\eta_s^l}\right)}_{\beta_s^1} \ln \left[ \frac{rk_{sit}}{(1+\tau_{sit}^w) wl_{sit}} \right] + \underbrace{\frac{\rho_s}{8} \left[ \ln \frac{rk_{sit}}{(1+\tau_{sit}^w) wl_{sit}} \right]^2}_{\beta_s^2} \quad (7)$$

(7)式中的被解释变量为代表性企业劳均产出的对数值。理论上产出变量应当为数量型指标,但由于企业产品种类的多样性和统计数据的不可得性,现实中很难对企业生产出来的产品数量进行准确的比较和加总。因此,除 Foster 等(2008)等极少量文献外,现有研究基本上均将产出设定为如“工业总产值”或“工业增加值”这样的数值型指标。也就是说,包括本文在内,现有主流文献测得的 TFP 应当为包含产品市场扭曲的收入全要素生产率(TFPR),并非现实意义上的数量全要素生产率(TFPQ)。进一步,(7)式中的核心解释变量为“资本-劳动力”货币投入比的对数值及其平方项。 $\beta_s^1$  和  $\beta_s^2$  反映了具有行业特征的变系数待估参数,是行业内部全部样本企业的平均斜率。

(7)式中不能由要素投入解释的残差由  $\omega_{sit} = \ln TFP_{sit} + \beta_s^0$  两部分组成。其中,  $\ln TFP_{sit}$  是本文想要测度的企业真实效率; $\beta_s^0$  部分为整体残差中随行业特征而变的“真实固定效应”,是作用于同行业内部所有微观企业的行业固有技术特征。通过(7)式提供的待估方程,我们能够获得行业技术特征参数的估计值,从而在“不能由要素投入解释的残差”  $\omega_{sit} = \ln TFP_{sit} + \beta_s^0$  中将行业技术异质性因素  $\beta_s^0$  有效剔除,得到企业产出中不能由要素投入解释的真实“剩余”,即企业真实效率  $\ln TFP_{sit}$ 。<sup>②</sup>

(7)式中的企业真实 TFP 由其自身的等效技术  $z_{sit}$  和面临的劳动力要素价格扭曲相关项  $(1+\tau_{sit}^w)^{\mu_s}$  两部分决定。因此,只要能够采用适当的估计方法克服估计过程的内生性,并证明将  $\ln TFP_{sit}$  中的劳动力价格扭曲变量剔除之后,  $\ln z_{sit}$  的估计均值和标准差依然保持稳定,即可证明估计结果能够有效规避要素价格扭曲对企业真实 TFP 测度带来的影响。反之,则说明(7)式测得的企业真实 TFP 无法克服要素价格扭曲的作用。

## (二) 内生性处理

(7)式显示, CES 变系数面板回归模型中的要素价格扭曲  $(1+\tau_{sit}^w)$ , 同时进入了要素投入

①推导过程参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。

②在固定效应模型下估计 TFP 的主要批评之一是假定企业不可观测的生产效率冲击固定不变,与现实中国企业生产效率不断变化的事实不符(张天华、张少华,2016)。但从不可直接观测的行业技术特征维度看,现有多数文献均将相关参数设定为非时变的。这暗含一个重要假定,行业的技术特征在一定时期内具有相对稳定性,不易随时间的变化发生显著变化。

和不能由要素投入解释的残差项,导致模型的解释变量与残差项高度相关,内生性问题十分突出。因此,在实际的待估方程(7)式中,真实的不可观测项应为 $\bar{\omega}_{sit} = \ln TFP_{sit} + \beta_s^0 + \ln \zeta_{sit}$ 。除已经通过“真实固定效应”剥离掉的行业技术异质性之外, $\ln \zeta_{sit} = \mu_s \ln(1 + \tau_{sit}^w)$ ,是研究人员和企业均不能直接观测的信息。 $\ln \zeta_{sit}$ 的存在导致了基准回归模型估计结果的不一致。

一般情况下,Ackerberg等(2015)提供的ACF方法较好地解决了估计中的内生性问题。ACF方法的基本步骤是,寻找一个包含企业TFP信息集 $I_{sit}$ 的代理变量 $x_{sit}$ ,在满足单调变换的前提下,将 $x_{sit}$ 写成关于TFP的函数 $x_{sit} = f(k_{sit}, l_{sit}, TFP_{sit})$ ;将反函数 $TFP_{sit} = f^{-1}(k_{sit}, l_{sit}, x_{sit})$ 代入预先设定的生产函数,分离出企业也不可观测的误差项 $\zeta_{sit}$ ;展开关于矩条件 $E[\zeta_{sit} | I_{sit}] = E[y_{sit} - \varphi_t(k_{sit}, l_{sit}, x_{sit}) | I_{sit}] = 0$ 的估计,识别出 $\hat{\varphi}_t$ ;根据TFP项的一阶马尔科夫过程 $TFP_{sit} = E[TFP_{sit} | I_{sit(t-1)}] + v_{sit}$ ,于是有矩条件 $E[v_{sit} + \zeta_{sit} | I_{sit(t-1)}] = 0$ ;再根据第二个矩条件,利用GMM方法估计出要素投入的无偏参数。

但ACF方法的使用有两个关键假设:(1)TFP必须是模型中唯一的不可观测变量,否则 $x_{sit} = f(k_{sit}, l_{sit}, TFP_{sit})$ 不成立;(2)反映信息集的代理变量必须与TFP呈现单调关系,否则反函数 $TFP_{sit} = f^{-1}(k_{sit}, l_{sit}, x_{sit})$ 不能保证。但观察(7)式容易发现,不可被研究人员直接观测的劳动力要素价格扭曲与TFP一起进入了待估方程,同时扭曲对TFP的影响高度非线性,不能满足ACF方法所需的不可观测变量唯一性和单调性两个假定。

解决方案是利用李世刚等(2023)提供的“一步估计法”。具体来看,对(7)式进行初步OLS估计,得到模型的待估参数估计值 $\hat{\beta}_s^1$ 和 $\hat{\beta}_s^2$ 。显然,由于内生性的存在, $\hat{\beta}_s^1$ 和 $\hat{\beta}_s^2$ 的结果是不一致的。根据 $\hat{\beta}_s^1$ 和 $\hat{\beta}_s^2$ 的估计结果,计算混合误差项:

$$\bar{\omega}_{sit}(\hat{\beta}_s^1, \hat{\beta}_s^2) = \ln TFP_{sit} + \beta_s^0 + \ln \zeta_{sit} = \ln \left( \frac{Y_{sit}}{l_{sit}} \right) - \hat{\beta}_s^1 \ln \left[ \frac{rk_{sit}}{(1 + \tau_{sit}^w) wl_{sit}} \right] - \hat{\beta}_s^2 \left[ \ln \frac{rk_{sit}}{(1 + \tau_{sit}^w) wl_{sit}} \right]^2 \quad (8)$$

将(8)式中的 $\bar{\omega}_{sit}$ 对滞后一期的 $\bar{\omega}_{sit(t-1)}$ 及其二次项 $\bar{\omega}_{sit(t-1)}^2$ 进行2SLS回归,分解出无偏的误差项 $u_{sit}$ ,其中 $u_{sit} = \bar{\omega}_{sit} - \vartheta_s^1 \bar{\omega}_{sit(t-1)} - \vartheta_s^2 \bar{\omega}_{sit(t-1)}^2$ 。

针对矩条件 $E[u_{sit} | I_{sit(t-1)}] = E[\bar{\omega}_{sit} - \vartheta_s^1 \bar{\omega}_{sit(t-1)} - \vartheta_s^2 \bar{\omega}_{sit(t-1)}^2 | I_{sit(t-1)}] = 0$ 展开GMM估计,得到(7)式的一致估计值 $\tilde{\beta}_s^1$ 和 $\tilde{\beta}_s^2$ 。进一步,利用(9)式解得不能由要素投入解释的一致残差项:

$$\omega_{sit}(\tilde{\beta}_s^1, \tilde{\beta}_s^2) = \ln TFP_{sit} + \beta_s^0 = \ln \left( \frac{Y_{sit}}{l_{sit}} \right) - \tilde{\beta}_s^1 \ln \left[ \frac{rk_{sit}}{(1 + \tau_{sit}^w) wl_{sit}} \right] - \tilde{\beta}_s^2 \left[ \ln \frac{rk_{sit}}{(1 + \tau_{sit}^w) wl_{sit}} \right]^2 \quad (9)$$

最后,重复前文关于行业“真实固定效应”的计算过程,将其从 $\omega_{sit}$ 中剔除,即可得到企业的真实TFP。

### (三) 参数的半结构化估计

在传统的参数估计法下,TFP的测度过程多将核心参数视为外生给定(李世刚等,2023; Uras and Wang, 2024)。这样处理既难以保证参数识别与理论模型的逻辑自洽,也引致了估计结果对参数选取的敏感性。本文基于严格的经济学理论推导,结合实证待估方程获得重要参数的显性解,最大限度保证了参数识别过程与TFP估计过程的同步性。

对于行业“真实固定效应”,可基于(7)式利用“一步估计法”回归得到 $\beta_s^1$ 和 $\beta_s^2$ 的一致

估计量,并由之直接拟合解得 $\rho_s$ 和 $\eta_s^k/\eta_s^l$ 的行业均值。进一步,当 $\rho_s \rightarrow 0$ 时,企业的技术组合接近无偏,即存在 $\mu_s \rightarrow 0.5$ 。此时,观察(7)式中的 $\beta_s^0$ 项,存在 $\lim_{\mu_s \rightarrow 0.5} \frac{1}{2}(1-2\mu_s) \ln \frac{\eta_s^k}{\eta_s^l} = 0$ 和 $\lim_{\rho_s \rightarrow 0} \frac{\rho_s}{8} \left( \ln \frac{\eta_s^k}{\eta_s^l} \right)^2 = 0$ 。进一步,利用(3)式的第一式容易得到在 $\rho_s \rightarrow 0$ 的特定情况下,要素技术份额与投入份额相互趋同。此时,(7)式中的第一项存在 $\lim_{\rho_s \rightarrow 0} \frac{1}{\rho_s} \ln [2\alpha_s^{\mu_s} (1-\alpha_s)^{1-\mu_s}] = \frac{0}{0}$ 。只要根据洛必达法则,能够证明此处的“ $\frac{0}{0}$ ”型不定式等于0,即可证明 $\rho_s \rightarrow 0$ 状态下的行业存在 $\beta_s^0 = 0$ 。继而,(7)式估计得到的行业虚拟变量反映的是行业间截距的相对差异。因此,仅需要在已经获得的估计结果中选择要素替代弹性为1的技术进步中性行业作为基准行业,便可推导出全部要素投入互补性行业的“真实固定效应”。最后,再利用(7)式估计得到的“不能由要素投入解释的残差”对“真实固定效应”进行平减,即可获得剔除行业技术异质性之后企业的真实TFP。这大大压缩了模型参数设定的人为干扰,最大限度保证了理论模型和实证模型的逻辑自洽。

### 三、数据处理与变量选取

本文数据来源于中国工业企业数据库。考虑数据质量和研究可比性,本文选取的研究年份为1999—2009年和2011—2013年两个时间段。2010年因数据库样本缺失和数据准确性问题,没有纳入研究期间。研究期间共涉及3套国民经济行业分类标准,本文统一调整到以GB/T4754-2002为基准的二位数行业大类。

在数据处理上,(1)参照普遍做法,根据法人代码、企业名称、法人代表姓名、地址、邮编、电话、行业代码、主要产品名称、开业时间等基本信息进行跨年数据库的匹配合并,形成非平衡面板。(2)剔除关键指标(如总资产、职工人数、工业总产值、固定资产净值和销售额等)缺失的企业样本,剔除固定资产净值和销售额低于1000万元、职工人数少于8人的企业样本,删除总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值、累计折旧小于当期折旧等明显不符合会计准则要求的企业样本。(3)仅保留连续经营两期及以上的企业。最终,经过筛选,形成涵盖30个两位数代码制造业,总量接近140万家企业的备选样本。

在变量选取上,本文参照多数文献的普遍做法,选择工业增加值作为样本企业产出水平的代理变量,缺失年份用“工业增加值=工业总产值-工业中间投入+增值税”方法进行估算补齐。参考鲁晓东和连玉君(2012),采用固定资产净值作为资本存量的代理变量。采用永续盘存法通过“新增投资=当年固定资产存量-上年固定资产存量+固定资产折旧”对其进行估算。由于将要素价格扭曲定义在了劳动力上,按照普遍做法,将资本租赁价格设定为10%,其中包含5%的实际利率和5%的资产折旧,资本成本用“10%×资本存量”计算得到。劳动力用数据库中企业“全部从业人员年平均人数”表示,劳动力成本按照“本年应付工资总额+应付福利费”确定。以1999年为基期,工业增加值用企业所在地区工业品出厂价格指数平减,固定资产存量和投资数据用固定资产投资价格指数平减,劳动力成本用居民消费价格指数平减。考虑到西藏和海南相关价格指数数据缺失,剔除西藏和海南的企业样本。以上相关价格指数源于《中国统计年鉴》。描述性统计结果如表1所示。

表 1 30 个两位数制造业企业主要变量的描述性统计

变量	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
工业增加值对数值	$\ln Y$	1395290	9.735	1.094	6.795	13.844
资本投入对数值	$\ln k$	1395290	9.705	1.000	8.243	13.090
劳动力投入对数值	$\ln l$	1395290	5.431	0.914	2.890	8.287
资本成本(千元)	$rk$	1395290	3045.624	4939.592	379.937	48421.720
劳动力成本(千元)	$(1+\tau_{sit}^w)wl$	1395290	6180.501	8510.040	229.175	74314.350

#### 四、企业真实 TFP 的测度结果

##### (一) 互补性识别与行业技术异质性

采用“一步估计法”对(7)式进行变系数面板模型估计,得到随行业变化而变化的待估参数  $\beta_s^1$ ,并反解得到  $\rho_s$ 。结果发现,文教、工美、体育和娱乐用品制造,化学纤维制造与橡胶和塑料制品 3 个行业的估计结果不收敛,剩余 27 个行业  $\rho_s$  的取值范围介于  $[-9.26, 0.56]$ 。如表 2 所示,在全部 30 个两位数代码制造业<sup>①</sup>中,我们选取行业 13、14、15、17、22、26、30、31、32、34 共 10 个生产要素呈现显著互补关系的制造业,涉及企业数量接近 72.48 万家。

表 2 重要参数的估计结果

行业代码与名称	样本量(个)	$\beta_s^2$ 估计值	$\rho_s$ 估计值	$\beta_s^0$ 估计值
13-农副食品加工	86145	-0.015* (0.009)	-0.123	0.709*** (0.059)
14-食品制造	35265	-0.030** (0.012)	-0.236	0.670*** (0.047)
15-饮料制造	25925	-0.022* (0.013)	-0.180	0.704*** (0.057)
17-纺织	125434	-0.046*** (0.011)	-0.368	0.470*** (0.054)
22-造纸及纸制品	38914	-0.041** (0.016)	-0.330	0.447*** (0.036)
26-化学原料及化学制品制造	106430	-0.083*** (0.012)	-0.665	0.557*** (0.037)
30-塑料制品	74166	-0.031*** (0.012)	-0.244	0.384*** (0.058)
31-非金属矿物制品	125294	-0.034*** (0.006)	-0.272	0.576*** (0.065)
32-黑色金属冶炼及压延加工	32291	-0.038** (0.019)	-0.303	0.547*** (0.102)
34-金属制品	74982	-0.048*** (0.014)	-0.383	0.505*** (0.043)

注:\*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平,括号内为稳健标准误。

进一步,“真实固定效应”半结构化估计的关键是要找到适合  $\rho_s \rightarrow 0$  的基准行业,之后即可利用行业间虚拟变量关系,分别求解 10 个互补性制造业行业固有技术异质性的显性解。经估计,在全部 30 个两位数代码制造业中,家具制造业和有色金属冶炼及压延加工业最满

<sup>①</sup>因篇幅原因,本文表 2 仅展示了 10 个生产要素呈现显著互补关系的制造业行业的重要参数的估计结果。全部 30 个两位数代码制造业的重要参数的估计结果参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。

足上述要求<sup>①</sup>。故选择前者作为基准行业,后者作为稳健性检验备选行业。

## (二) 企业真实 TFP 的整体分析

将 CES 变系数模型估计得到的企业真实 TFP ( $CES\_TRUE$ ) 与传统 CD 生产函数采用 OP 和 LP 方法估计得到 TFP 结果  $CD\_OP$ 、 $CD\_LP$  进行对比分析,核密度分布如图 1 所示<sup>②</sup>。

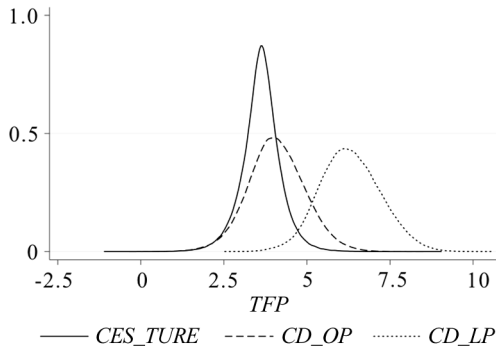


图 1 不同方法测得的企业真实 TFP 结果核密度图<sup>③</sup>

如表 3 所示,CES 变系数模型的 TFP 样本均值为 3.626,大体接近鲁晓东和连玉君(2012)对 1999—2007 年期间企业效率的估计下限,高于余森杰和解恩泽(2023)的测度结果。对同一组数据分别采用 OP 和 LP 方法进行再估计,结果显示,OP 模型的样本均值为 4.053,LP 模型为 6.249,这意味着传统方法下企业 TFP 水平可能被高估。高估的原因产生于以下三个方面:(1)CES 变系数模型加入了“资本-劳动力”货币投入比值的对数平方项,CES 变系数回归方程对要素货币投入与货币产出关系进行了更好的拟合,要素投入难以解释的不可观测因素更少地进入“索洛剩余”。(2)根据 Uras 和 Wang(2024)的观点,由于能够在技术附加要素之间进行替代调整,企业的生产灵活性更强,人为将生产函数设定为 CD 形式可能会低估生产灵活性不足给 TFP 带来的损失。(3)经估算,“不能由要素投入解释的残差”中大约 15%的部分被行业技术异质性解释掉。将其剔除之后仅保留企业自身的个体真实 TFP,估计结果会在一定程度上缩减。

CES 变系数模型估计得到的样本标准差为 0.594,OP 和 LP 模型的估计结果分别为 0.866和 0.916。根据 Hsieh 和 Klenow(2009)的经典理论,收入全要素生产率的离散程度反映资源错配水平。因此,相较于基于“一步估计法”的 CES 变系数模型,传统的 OP 和 LP 模型高估了资源错配。究其原因可能源于以下两方面:(1)传统估计方法下的 TFP 差异可能更多来源于行业间生产技术的固有异质性。将该差异剔除之后,企业真实 TFP 标准差变小,更多企业集中向样本均值附近收拢。(2)由于“一步估计法”有效克服了要素价格扭曲给估计结果带来的内生性,虽然劳动力要素价格扭曲变量依然在形式上被包含进了  $\ln TFP_{it}$  项,但

<sup>①</sup>家具制造业估计得到的  $\beta_s^2 = -0.06$ ,标准误为 0.08,是全部要素替代弹性小于 1 的行业中显著性水平最低的;有色金属冶炼及压延加工业的  $\beta_s^2 = 0.02$ ,标准误为 0.02,在全部要素替代弹性大于 1 的行业中显著性水平最低。根据洛必达法则分别计算两个基准行业  $\rho_s \rightarrow 0$  过程的极限结果,显示“真实固定效应”均收敛于 0。

<sup>②</sup>此处应为 TFP 的对数值,但为方便表达,全文统一简称为企业真实 TFP。

<sup>③</sup>经 Bootstrap 检验,结果显示 95%置信区间极小,表明样本分布无推断偏差。

CES 变系数模型获得的企业真实 TFP 是不再受要素扭曲干扰的一致估计量。当然,这一点还有待后文通过观察剥离要素价格扭曲的显性解加以验证。

进一步,CES 变系数模型估计结果的峰度值最高,达到 5.251;OP 和 LP 模型的峰度值分别只有 3.476 和 3.079,更接近正态分布。CES 变系数模型核密度分布的峰度值明显更大,除反映样本分布的标准差较小之外,暗示可能存在一些偏离均值情况非常严重的样本。

表 3 企业真实 TFP 估计结果

变量	均值	中位数	标准差	偏度	峰度	10%分位	25%分位	75%分位	90%分位
<i>CES_TRUE</i>	3.626	3.633	0.594	-0.032	5.251	2.923	3.301	3.959	4.313
<i>CD_OP</i>	4.053	4.035	0.866	0.022	3.476	2.990	3.496	4.607	5.152
<i>CD_LP</i>	6.249	6.217	0.916	0.124	3.079	5.116	5.624	6.854	7.447

### (三) 要素配置扭曲影响的考察

通过剥离要素价格扭曲的显性解,进一步考察 CES 变系数模型的估计结果是否是企业真实 TFP 的一致估计量。剔除行业技术异质性之后,企业真实 TFP 由其自身等效技术  $z_{sit} = z(A_{sit}^k, A_{sit}^l)$  和劳动力要素价格扭曲的相关项  $(1+\tau_{sit}^w)^{\mu_s}$  两部分决定。整理(4)式可以得到劳动力要素价格相对扭曲水平:

$$1+\tau_{sit}^w = \frac{1-\mu_s}{\mu_s} \frac{rk_{sit}}{wl_{sit}} \quad (10)$$

与 Hsieh 和 Klenow (2009) 提供的资本要素价格扭曲计算公式  $1+\tau_{sit}^k = \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \frac{wl_{sit}}{rk_{sit}}$  相比较,由于广义生产框架将技术偏向纳入企业最优决策过程,要素投入数量组合决策转换为技术组合决策。当然,在 CES 生产函数退化为 CD 形式之后,要素技术份额与投入份额相互趋同,(10)式中的要素价格扭曲权重又退化为要素投入份额。因此,Hsieh 和 Klenow (2009) 模型提供的要素扭曲测度方法是在技术无偏情形下的特例,CES 变系数模型更具一般性。

对于要素的技术份额,可以通过(5)式推导得到(11)式。其中,行业技术参数  $\eta_s^k/\eta_s^l$  根据(7)式的待估参数  $\beta_s^l$  反解。

$$\frac{\eta_s^k}{\eta_s^l} = \left( \frac{\mu_s}{1-\mu_s} \right)^{\frac{1-\rho_s}{\rho_s}} \quad (11)$$

(10)式的另一关键是如何设定不可观测的劳动力均衡价格水平。本文选用三种设定方法:(1)基于(10)式将企业实际的要素货币投入比对技术份额比进行回归,回归结果不能拟合的部分进入方程的残差,并将其归结为要素价格扭曲的作用;(2)在截面上对全部样本企业的工资支付进行加总,利用加总结果除以当年全部样本企业平均从业人数获得历年的劳动力均衡价格;(3)根据《中国劳动统计年鉴》获得制造业在岗职工平均工资,平减后得到劳动力均衡价格。由于要素配置扭曲的最终表现形式是收入全要素生产率的离散度,因此与通常将资本租赁价格人为设定为 0.1 相似,劳动力均衡价格的选取并不会影响要素配置扭曲作用的判断。

如图 2 所示,无论采用哪一种测算方法,剔除劳动力要素价格扭曲影响之后,  $\ln z_{sit}$  的估计均值和标准差均保持了极好的稳健性。由此证明,采用李世刚等 (2023) “一步估计法”对 CES 变系数模型进行回归,可以得到排除要素价格扭曲影响后的企业真实 TFP。

最后,本文继续进行了一系列的稳健性检验。分别是利用有色金属冶炼及压延加工业作为基准行业,将资本租赁价格调整为0.12,对样本企业要素货币投入比进行左右两端1%的缩尾处理,考虑到规模以上工业企业认定标准变化将样本期间调整为1999—2009年。结果如图3所示,企业真实TFP的结果依然稳健。

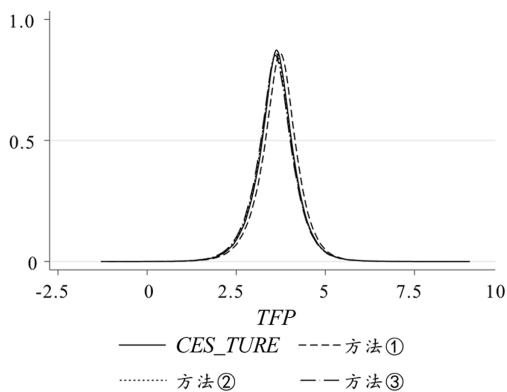


图2 剔除要素价格扭曲的  $\ln z_{it}$  核密度分布

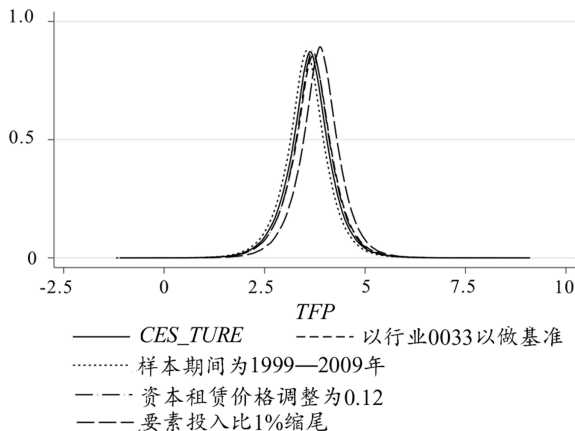


图3 稳健性检验结果

## 五、企业真实 TFP 的拓展分析

### (一) 企业真实 TFP 的整体演进

参照鲁晓东和连玉君(2012)、杨汝岱(2015)等文献的普遍做法,以工业增加值为权重,对 CES 变系数模型估计的企业真实 TFP 加权,计算得到 1999—2013 年期间样本行业及全国平均的 TFP 水平,具体结果如图 4 所示。

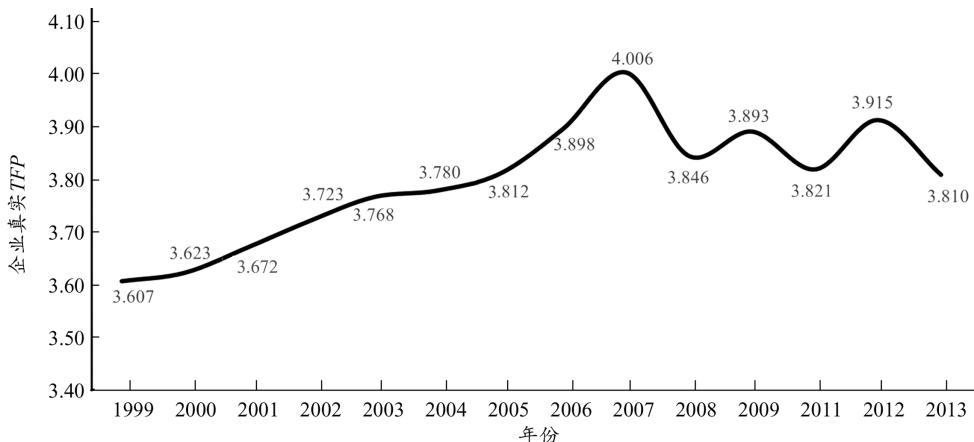


图4 样本行业企业真实 TFP 变化趋势图

研究发现,1999—2007 年是中国企业真实 TFP 的稳步增长期,真实 TFP 水平从 1999 年的 3.61 提高到 2007 年的 4.01,年均环比增速达到 1.32%。估计结果与 Young(2003)对中国 1978—1998 年 TFP 年均增速的判断更为接近,但略低于鲁晓东和连玉君(2012)、杨汝岱(2015)的估计结果。估计结果相对偏低的主要原因在于,本文剔除了行业技术异质性对估计结果的影响。该时期内企业真实 TFP 的变化又可细分为 1999—2003 年、2004—2006 年和

2006—2007年三个小周期。其中,1999—2003年是第一个快速增长期,企业真实TFP年均环比增速在1.09%左右。2004年和2005年企业整体TFP的增长陷入短暂的波谷期,增速分别只有0.33%和0.85%。但经历了短暂的调整之后,自2006年开始,企业真实TFP再次迎来较快增长,2006年、2007年增速分别达到2.23%和2.77%。2008年之后,受国际金融危机等多重因素的影响,企业真实TFP基本围绕3.80的位置上下波动,增长趋势有所放缓。

## (二) 企业真实TFP的分行业比较

对CES变系数模型进行分行业比较,结果如表4所示。表4除汇报中位数、标准差等指标之外,还展示了10%、25%、75%和90%四个分位上的估计值。结果显示,黑色金属冶炼及压延加工、化学原料及化学制品制造等行业企业真实TFP的标准差偏大。结果说明,上述行业内部要素配置扭曲相对严重。究其原因,可能与相关行业受政府政策影响程度较深等因素有关。相对而言,纺织、塑料制品等行业的企业真实TFP分布更为收敛,要素错配程度相对较轻。

表4 分行业的企业真实TFP分布

行业	中位数	标准差	偏度	峰度	10%分位	25%分位	75%分位	90%分位
13-农副食品加工	3.640	0.626	-0.148	4.559	2.864	3.270	3.992	4.366
14-食品制造	3.635	0.593	-0.091	5.189	2.925	3.307	3.957	4.307
15-饮料制造	3.634	0.605	-0.091	5.464	2.920	3.298	3.961	4.320
17-纺织	3.630	0.546	0.065	5.651	2.983	3.328	3.925	4.246
22-造纸及纸制品	3.630	0.568	-0.010	5.090	2.946	3.309	3.942	4.286
26-化学原料及化学制品制造	3.633	0.623	-0.055	4.912	2.877	3.277	3.982	4.352
30-塑料制品	3.627	0.559	-0.001	5.229	2.962	3.318	3.936	4.280
31-非金属矿物制品	3.635	0.562	-0.086	5.342	2.959	3.318	3.944	4.272
32-黑色金属冶炼及压延加工	3.623	0.770	0.047	4.684	2.704	3.186	4.065	4.544
34-金属制品	3.623	0.582	0.077	5.607	2.948	3.313	3.933	4.298

## (三) 分行业的演进过程

选取样本期间初期的1999年、“点刹”过度投资的2004年、增长高峰2007年和样本最后期间的2013年4个代表性截面,分行业比较企业真实TFP的动态演进过程(见表5)。

1999—2004年,除塑料制品业之外,其余9个要素投入互补性行业的企业真实TFP均实现了正增长。黑色金属冶炼及压延加工业表现最为突出,真实TFP从1999年的3.593增长至2004年的3.977,增幅达10.69%;化学原料及化学制品制造业排名次之,真实TFP增长了8.09%;非金属矿物制品业增长了6.73%,增幅位居第三。农副食品加工、饮料制造、纺织等轻工业企业真实TFP的增幅大都在2%上下,增速相对偏低。上述结论间接说明,伴随着21世纪初期中国制造业逐步进入重工业化阶段,企业自身TFP的提升在钢铁、化工、水泥等重工业企业发展壮大过程中起到了重要作用。但同时发现,对比1999年与2004年的标准差,仅食品制造业和造纸及纸制品业企业真实TFP的离散度出现了微幅收缩。结果说明,伴随着企业真实TFP的增长,大多数行业的要素配置效率并没有明显改善。

2004—2007年,所有10个样本行业的企业真实TFP均实现了增长。除金属制品业增长2.40%,略显偏低之外,其他行业的增幅均在5%以上。特别是在1999—2004年间增幅相

对较慢的轻工业,在本阶段效率改善速度明显加快。其中,饮料制造业企业真实 TFP 从 2004 年的 3.682 增长至 2007 年的 3.995,增幅达 8.50%,位居各行业之首。更欣喜的是,伴随着微观效率的改善,绝大多数行业内部企业真实 TFP 实现离散度收缩。在中国第三个经济周期达峰过程中,企业自身效率提升和要素配置效率改善的贡献功不可没。

2007—2013 年,由于全球金融危机的外部冲击影响,所有 10 个行业企业真实 TFP 均出现不同程度的下降。特别是作为上一个高增长周期的代表性行业,黑色金属冶炼及压延加工企业真实 TFP 从 2007 年的 4.186 大幅下降至 2013 年的 3.458,降幅达 17.39%,甚至回落至 1999 年 3.593 的水平之下。进一步,除农副食品加工和食品制造等行业外,大多数样本行业内部企业真实 TFP 分布的离散度明显扩大,要素配置扭曲程度不断加深。其中,非金属矿物制品业 2013 年企业真实 TFP 的标准差较 2007 年扩大了 45.29%,扭曲加深程度最为明显。

表 5 分行业的企业真实 TFP 分布年度变化

行业	年份	真实 TFP	中位数	标准差	年份	真实 TFP	中位数	标准差
13-农副食品加工	1999 年	3.748	3.516	0.680	2004 年	3.826	3.545	0.697
14-食品制造		3.560	3.509	0.644		3.719	3.491	0.634
15-饮料制造		3.642	3.531	0.592		3.682	3.498	0.605
17-纺织		3.612	3.515	0.584		3.715	3.523	0.601
22-造纸及纸制品		3.647	3.511	0.593		3.720	3.551	0.589
26-化学原料及化学制品制造		3.497	3.467	0.615		3.780	3.551	0.636
30-塑料制品		3.736	3.587	0.572		3.728	3.548	0.614
31-非金属矿物制品		3.505	3.446	0.569		3.741	3.539	0.592
32-黑色金属冶炼及压延加工		3.593	3.451	0.750		3.977	3.656	0.766
34-金属制品		3.706	3.576	0.631		3.841	3.504	0.641
13-农副食品加工	2007 年	4.118	3.819	0.652	2013 年	3.814	3.535	0.652
14-食品制造		3.946	3.706	0.612		3.881	3.588	0.612
15-饮料制造		3.995	3.721	0.642		3.867	3.566	0.667
17-纺织		3.907	3.700	0.538		3.786	3.527	0.599
22-造纸及纸制品		3.962	3.737	0.588		3.718	3.466	0.615
26-化学原料及化学制品制造		4.037	3.785	0.627		3.725	3.492	0.678
30-塑料制品		3.930	3.696	0.561		3.850	3.600	0.611
31-非金属矿物制品		3.969	3.734	0.563		3.944	3.555	0.818
32-黑色金属冶炼及压延加工		4.186	3.911	0.747		3.458	3.149	0.661
34-金属制品		3.933	3.681	0.586		3.893	3.529	0.731

#### (四) 企业真实 TFP 分布的影响机制讨论

要素价格扭曲引致 TFP 离散度扩大的机制在于,要素价格扭曲会导致资源在企业间的错配,资本配置偏离“边际产出均等化”原则使得不同企业的劳均资本偏离“最优水平”。

进一步,根据理论模型的(10)式,本文通过引入中介变量——劳均资本离散度(利用劳均资本离差的平方做代理变量  $\ln k/l\_diff$ )考察要素价格扭曲( $\tau_{sit}^w$ )对 TFP 离散度( $CES\_TRUE\_diff$ )影响的传导机制,回归结果如表 6 所示。结果发现,要素的价格扭曲扩大了企业间劳均资本离散度,从而引起企业间真实 TFP 的发散。

表 6 企业真实 TFP 分布的影响机制

变量	$\ln k/l\_diff$	$CES\_TRUE\_diff$	$CES\_TRUE\_diff$
	(1)	(2)	(3)
$\tau_{sit}^w$	0.393*** (0.048)		0.082*** (0.017)
$\ln k/l\_diff$		0.039*** (0.003)	
时间固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
$R^2$	0.501	0.359	0.355
观测值	654152	669421	654152

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内的数值为稳健标准误。下表同。

从所有制(SOE)、企业规模(SIZE)、出口情况(EXPORT)、开业年限(OPEN)4 个影响因素对 CES 变系数模型估计得到的企业真实 TFP(CES\_TRUE)进行异质性讨论, 具体结果如表 7 所示。为便于比较, 表 7 同时列示了对 CD 生产函数进行 OP 估计(CD\_OP)的结果作为参照。

表 7 企业真实 TFP 影响因素的异质性讨论结果

变量	$CES\_TRUE$	$CD\_OP$	$CES\_TRUE$	$CD\_OP$	$CES\_TRUE$	$CD\_OP$	$CES\_TRUE$	$CD\_OP$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
SOE	-0.118*** (0.010)	-0.077*** (0.009)						
SIZE			0.441*** (0.003)	0.244*** (0.003)				
EXPORT					0.010* (0.004)	0.066*** (0.004)		
OPEN							-0.004*** (0.000)	-0.009*** (0.000)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$R^2$	0.082	0.732	0.142	0.740	0.081	0.733	0.081	0.732
观测值	653296	653296	653296	653296	653296	653296	653296	653296

代理变量选择上, 根据企业登记注册类型, 将注册代码为 110、141、143、151 的企业认定为国有企业, 虚拟变量(SOE)设为 1; 其他认定为非国有企业, 虚拟变量设为 0。企业规模(SIZE)用总资产规模的对数值表示。如果企业的出口交货值不为 0, 认定为出口企业, 虚拟变量(EXPORT)设为 1; 其他认定为非出口企业, 虚拟变量设为 0。开业年限(OPEN)用“企业年龄=当年年份-成立年份+1”表示。所有回归对企业的总资产周转率、资产负债率、营业利润率、企业年龄进行控制。在进行开业年限的异质性讨论时, 则将控制变量中企业年龄视作核心解释变量, 其余仍为控制变量。

结果发现, 相对于 CES 变系数模型而言,  $CD\_OP$  会低估国有企业与非国有企业之间的真实 TFP 差距, 低估幅度大约在 4.1 个百分点。就规模维度而言, 真实 TFP 会随着企业规模的扩张而提高, 研究结论为通过资源集聚“做强做优”行业“龙头”提供了支持证据。并且, 如果不考虑要素投入的互补性和行业间的技术异质性, 企业规模对真实 TFP 的作用可能被低估。进一步, CES 变系数模型估计结果显示, 出口型企业真实 TFP 水平相对更高, 结果支持了新-新贸易理论关于出口企业具有“自选择效应”的观点, “出口生产率悖论”现象并未得到验证。但通过比较也发现, 如果采用传统 OP 模型, 出口行为对企业生产效率水平的

影响可能被高估。最后,开业时间越早的企业真实 TFP 水平越低。结果暗示,市场“优胜劣汰”的自选择功能发挥效果并不理想。

分行业的演进过程比较发现,与重大基础设施建设投资关系密切的行业中,2009 年之后企业真实 TFP 分布的标准差明显扩大,因此本文考察相关政策对企业真实 TFP 离散程度的影响。相关政策变量主要选取政府补贴(*SUBSIDY*)和 2008 年底、2009 年初陆续推出的“四万亿”投资计划(*INVEST*)两个变量。其中,受数据可得性限制,政府补贴作用的考察样本期间限于 1999—2008 年,利用实际收到政府补贴金额加 1 取对数表示。“四万亿”投资计划的时间虚拟变量以 2009 年为界,1999—2008 年设定为 0,2009 年及之后设定为 1;在个体虚拟变量选取上,将样本行业中受政策影响较大的黑色金属冶炼及压延加工业、非金属矿物制品业、金属制品业、化学原料及化学制品制造业企业虚拟变量设定为 1,其他企业设定为 0。TFP 分布用样本企业真实 TFP 与所属行业效率水平的离均差(*CES\_DEVIATION*)表示。回归结果如表 8 所示,无论是政府补贴政策还是“四万亿”投资计划,都显著增加了企业间真实 TFP 的离散程度。

表 8 政策变量对企业真实 TFP 离散程度的影响回归结果

变量	<i>CES_DEVIATION</i>	
<i>SUBSIDY</i>	0.007*** (0.000)	
<i>INVEST</i>		0.021*** (0.005)
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
$R^2$	0.243	0.067
观测值	307745	653296

## 六、研究结论与政策启示

### (一) 研究结论

本文借鉴 Uras 和 Wang(2024)提供的广义生产框架,构建考虑行业技术异质性和要素配置扭曲的 CES 变系数模型,对 1999—2013 年中国 10 个要素互补性行业中近 72.48 万家企业的真实 TFP 进行了估计。本文的贡献主要在于:(1)以 CES 生产函数为出发点,对微观企业的 TFP 展开估计,模型设定更具包容性,也更贴近中国经济现实;(2)获得行业技术异质性的显性解并将其从企业产出中不能由要素投入解释的“剩余”中剔除,在企业层面得到更为“干净”的 TFP,解决了 Arkolakis(2010)提出的跨行业生产效率不可比难题;(3)通过计算要素价格扭曲的显性解,在实证层面证实了李世刚等(2023)“一步估计法”的有效性。

基于 CES 变系数模型测得的企业真实 TFP,本文还进行了整体分布、演进趋势、分行业特征、影响因素的一系列考察。研究主要获得以下发现:(1)从整体分布角度而言,如果忽视要素投入间的技术关系和行业间固有的技术差异,强行将资本和劳动力的要素替代弹性设定为 1,要素互补性行业企业的真实 TFP 水平和要素错配的程度都会被高估。(2)从演进趋势而言,1999—2007 年期间中国企业真实 TFP 实现了年均环比 1.32% 的增长。但 2008 年开始,受到国际金融危机的外部冲击的影响,TFP 增长陷入停滞。(3)从分行业比较看,不同行业内部企业真实 TFP 的变化具有明显周期性,并在 1999—2004 年、2005—2007 年、2008—2013 年三个时期分别呈现“重工业率先增长”、“轻工业快速跟进”、“重工业明显下降”的阶段性特征。并且 2008 年之后在与重大基础设施建设投资关系密切的非金属矿物制品等行

业中,企业真实 TFP 分布的标准差明显扩大。最后,从影响因素角度看,非国有企业、大型企业和出口型企业的真实 TFP 水平更高,市场“自选择”功能发挥不尽人意导致生存周期更长的企业没有表现出更高的生产效率。

## (二) 政策启示

基于以上研究结论,本文提出以下政策启示:

(1) 坚持有效市场和有为政府相结合。要坚决将“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用”的理念落到实处,切断歧视性要素供给通道,以市场价格信号引导要素资源流动。要消除国有企业隐性担保形成的信贷“优势”,建立以企业真实信用为基准的融资机制。要打破非国有企业在要素市场的准入壁垒,通过负面清单管理实现要素获取规则的统一。此外,要将要素价格干预政策纳入公平竞争审查范围,严格出台对特定所有制企业的要素价格优惠。最终,健全要素价格市场化形成机制,让各类企业在同等规则下公平竞争,提高资源配置效率。

(2) 发挥市场“自选择”功能,实现低效率企业有序退出。要支持技术强、底子厚、效率高的企业对低生产效率企业进行兼并重组,推动资本要素市场在企业兼并重组中作用发挥,健全市场化定价机制,优化兼并重组环境,简化行政审批流程,提高审核审批效率,引导和激励不同所有制企业通过市场化方式自主、自愿参与。同时,还要严格控制通过财政补贴、行政命令等方式对低效企业的续贷支持,建立多方债务风险共担机制,推动低效本地企业的市场退出。最后,还要推进企业注销配套改革,健全企业退出机制,发挥好政府民生保障“兜底”作用,为低效率企业的有序退出提供社会保障。

(3) 加强分类引导,促进企业生产效率提升。立足企业特征、行业演进特征和经济波动影响,进一步增强政策支持的针对性和协调性。对于真实 TFP 水平较高的非国有企业、大型企业和出口型企业,应更加注重发挥其在技术进步、市场开拓和经营优化中的积极作用,提升优质企业对整体效率改善的带动能力;同时,还应健全优胜劣汰和动态调整机制,避免低效率企业长期占用资源。此外,鉴于不同行业企业真实 TFP 演进呈现明显阶段性特征,且重工业与轻工业在不同时期表现出差异化变化趋势,政策制定还应坚持分类施策,增强产业政策与行业实际的适配性。特别是在外部冲击加大、企业生产率改善压力上升、要素错配问题更趋突出的背景下,更应注重稳定市场预期,统筹好稳增长与提效率的关系,推动经济增长建立在企业生产率持续提升的基础之上。

## 参考文献:

1. 柏培文、王亚文,2023:《中国细分行业技能资本替代弹性与技术偏向性》,《经济研究》第3期。
2. 陈诗一、陈登科,2017:《中国资源配置效率动态演化——纳入能源要素的新视角》,《中国社会科学》第4期。
3. 陈晓玲、连玉君,2013:《资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验》,《经济学(季刊)》第1期。
4. 李小平、李小克,2018:《偏向性技术进步与中国工业全要素生产率增长》,《经济研究》第10期。
5. 李世刚、黄洪钜、莫家伟,2023:《资源错配对企业生产函数估计的影响:一种新的估计方法》,《中国工业经济》第12期。
6. 鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第2期。
7. 申广军、陈斌开,2024:《中国制造业企业的全要素生产率:新数据、新方法与新发现》,《经济学(季刊)》第4期。
8. 徐朝阳、王鞞,2021:《部门异质性替代弹性与产业结构变迁》,《经济研究》第4期。
9. 杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
10. 姚毓春、袁礼、王林辉,2014:《中国工业部门要素收入分配格局——基于技术进步偏向性视角的分析》,《中国工业经济》第8期。

11. 余东华、张鑫宇、孙婷, 2019:《资本深化、有偏技术进步与全要素生产率增长》,《世界经济》第8期。
12. 余森杰、解恩泽, 2023:《企业全要素生产率估计及在国际贸易研究中的应用》,《经济学(季刊)》第3期。
13. 张天华、张少华, 2016:《中国工业企业全要素生产率的稳健估计》,《世界经济》第4期。
14. Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazee. 2015. "Identification Properties of Recent Production Function Estimators." *Econometrica* 83(6):2411-2451.
15. Arkolakis, C. 2010. "Market Penetration Costs and the New Consumers Margin in International Trade." *Journal of Political Economy* 118(6):1151-1199.
16. Foster, L., J. Haltiwanger, and C. Syverson. 2008. "Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?" *American Economic Review* 98(1):394-425.
17. Greene, W. 2005. "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model." *Journal of Econometrics* 126(2):269-303.
18. Hsieh, P. J., and C. T. Klenow. 2009. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403-1448.
19. Kmenta, J. 1967. "On Estimation of the CES Production Function." *International Economic Review* 8(2):180-189.
20. Levinsohn, J., and A. Petrin. 2003. "Estimating Production Inputs to Functions Using Control for Unobservables." *Review of Economic Studies* 70(2):317-341.
21. Olley, G. S., and A. Pakes. 1996. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica* 64(6):1263-1297.
22. Uras, B. R., and P. Wang. 2024. "Misallocation, Productivity and Development with Endogenous Production Techniques." *Journal of Development Economics* 167:1-23.
23. Young, A. 2003. "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period." *Journal of Political Economy* 111(6):1220-1261.

## Industry Technological Heterogeneity, Factor Misallocation and Firms' Actual Total Factor Productivity

Xu Zhiwei<sup>1</sup>, Bai Tongyu<sup>1</sup> and Shen Yan<sup>2</sup>

(1: Business School, Tianjin University of Finance and Economics;

2: Economics School, Nankai University)

**Abstract:** Accurately estimating unobservable Total Factor Productivity (TFP) is a fundamental task in economic research, yet traditional methods suffer from limitations such as the assumption of Hicks-neutral technological progress in the Cobb-Douglas production function, the incomparability of technological heterogeneity across industries, and the unobservability of factor price distortions. Based on the production framework proposed by Uras and Wang (2024), we construct a constant elasticity of substitution (CES) variable coefficient model that incorporates industry-specific technological heterogeneity and factor misallocation, and apply it to estimate firms' actual TFP in industries characterized by factor complementarity. The findings reveal that, industry-specific technological heterogeneity plays a significant role in TFP estimation—explaining approximately 15% of TFP. On this basis, we conduct an extended analysis of the evolutionary trends, industry characteristics and determinants of firms' actual TFP. The findings reveal that, firms' actual TFP grew steadily from 1999 to 2007, then the growth slowed down and factor misallocation intensified. Further, non-state-owned, large-scale, and export-oriented firms demonstrate comparative advantages in actual TFP, while firm age exerts a negative impact. The CES variable coefficient model is characterized by inclusive functional form specification and the ability to disentangle the effects of "actual fixed effects" and factor misallocation. This study provides a new framework for improving the measurement of firms' TFP.

**Keywords:** Industry Technological Heterogeneity, Factor Misallocation, Firms' Actual Total Factor Productivity

**JEL Classification:** D24, E23, O12