

一种新的考虑全要素生产率的成本函数估计法^①

陈 林 朱沛华

(暨南大学产业经济研究院)

研究目标：探索全要素生产率异质性对成本函数模型估计的影响。研究方法：简要归纳出各类成本函数族和基于半参数法的生产函数改良思路，将以往用于生产函数估计的 Olley-Pakes (OP 法) 运用到成本函数估计中，构建了一个基于半参数估计的成本函数计量模型。研究发现：通过与最小二乘法、固定效应、随机前沿的回归结果对比发现，OP 法用于估计成本函数能够在一定程度上控制同步性问题以及样本选择偏差问题，并能测算与分解企业间异质的全要素生产率。研究创新：通过改良成本函数估计方法以控制全要素生产率的异质性和同步性问题。研究价值：对该方法论的探讨有助于成本函数在经济统计、计量经济模型估计、政策效应评估等领域的推广与改良。

关键词 成本函数 全要素生产率 半参数估计 TFP 分解

中图分类号 F224.0 文献标识码 A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2017.05.006

引 言

随着生产函数理论与估计方法的发展，从生产函数对偶出来的成本函数估计，因其估计方法成熟且简单易操作，在被引入中国学术界后即得到了迅速的推广。然而，成本函数估计一直忽略了全要素生产率 (Total Factor Productivity, TFP) 对整个计量模型及估计结果的影响，以致于未能考察企业之间的投入产出效率异质性，从而制约着成本函数估计在国内的进一步推广和应用。为此，本文提出一个新的、基于半参数法的、考虑 TFP 项的成本函数回归模型，并将其应用于中国重化工业企业的成本函数估计及其 TFP 分解，用传统的最小二乘法 (OLS)、固定效应 (FE)、随机前沿 (SFA) 等成本函数估计法作为对照，从而比较出不同成本函数估计方法之间的差异及新方法改良的可能。

一、成本函数估计的主要优点与缺点

1. 成本函数估计的主要优点：可控制“遗漏有关变量”问题

基于生产函数的实证研究汗牛充栋，那么，为何要使用成本函数进行实证研究？这个问题实质上是“为何要用生产函数”的对偶问题——“既定成本下的产量最大化”其实就是“既定产量下的成本最小化”的对偶问题。因此，如果一个学术问题能够从企业、行业或地区的生产函数着手进行实证研究，那么该研究同样可以从成本函数的角度展开。也就是说，

^① 本文获得国家自然科学基金重点项目 (71333007)、国家社会科学基金重大项目 (15ZDA054)、广东省软科学研究计划项目 (2014A070703019) 以及广东产业发展与粤港澳大湾区区域合作研究中心项目 (52702497) 的资助。

成本函数与生产函数的实证研究之间具有高度的一致性和统一的理论基础。

此外,成本函数还拥有一个天生的“比较优势”——其相比于生产函数,可以更好地控制计量模型的“遗漏有关变量”(Omission of Relevant Variables)问题。在生产函数计量模型中,一般会添加除劳动和资本外的各种自变量进计量方程,如技术创新、管理才能、政策干预、财政补贴、原材料投入等。这是因为一旦生产函数计量模型未能正确设定,缺少了一些本应放进计量方程的关键自变量,那么,该计量模型的回归结果一定是有偏的。除非这个被“不小心”遗漏的自变量与其他核心解释变量是正交的,或其回归系数显著为0,否则计量模型的设定就违反了“遗漏变量公式”(Omitted Variable Formula)的错误,甚至会导致回归系数的偏误方向(正负相反)。或正是出于上述考虑,生产函数的实证研究才会热衷于在计量方程添加各种自变量。但先验地增加自变量,并不能完全克服遗漏变量问题。更大的问题在于,生产函数模型本来是经过严谨过程推导出来的,随意加入自变量意味着生产投入要素的增加,这不一定能够满足企业生产的经济现实,因而缺乏足够的理论支撑。

至于成本函数的自变量,劳动价格(工资)和资本价格可分别对应生产函数的劳动和资本投入变量,还可以加入原材料、管理才能等生产函数中的其他投入要素价格。更重要的是,生产函数模型的因变量产出、产量,变成了成本函数模型的自变量。这样一来,产出变量就控制了计量模型没有观测到的其他投入要素对企业生产的影响,从而大幅减弱了遗漏变量问题对回归无偏性的损害。从现存的国内成本函数实证研究结果来看,其回归拟合优度大部分是相对较高的,可以视为成本函数的遗漏变量问题较轻的佐证。正因如此,近年国内兴起了基于成本函数的实证研究。

2. 成本函数估计的主要缺点:忽略全要素生产率的影响

国内成本函数研究使用的基础计量模型几乎一成不变,并没有经历技术上的改良。而且国内成本函数研究一直忽略了企业间异质的全要素生产率,不考虑TFP项的成本函数计量模型其实也是一个“遗漏变量公式”。

反观同期的生产函数计量模型,经过学界的不断开发与创新,其模型设定与回归方法均在不断进步,其中最主要的发展脉络正是对企业间TFP异质性问题的控制,从早期的索罗剩余法到考虑生产随机前沿面的SFA模型,再到控制内生性和选择性偏误的OP模型(Olley和Pakes, 1996)再到近期的LP模型(Levinsohn和Petrin, 2003)、Amiti-Konings模型(Amiti和Konings, 2007)、WLP模型(Wooldridge, 2009)、ACF模型(Akerberg等, 2015)等。生产函数计量模型至今已形成了多样性的方法论体系,尤其是在企业间TFP异质性控制方面,不断出现技术上的新突破。

在生产函数模型中置入企业间异质的TFP项,除了可进一步控制样本异质性与“遗漏有关变量”问题外,更主要的目的是深入研究不同产权结构、不同地区、不同时间段、不同政策冲击下、不同产业的企业投入产出效率差异,从而以一个微观(企业TFP)视角去研究经济运行与发展的规律。因此,包含TFP项的生产函数计量模型成为经济学界研究各种问题的主流方法论。换言之,既忽略全要素生产率的影响,又不考虑企业间异质的生产效率,制约着成本函数在国内的进一步推广及应用。

二、传统的成本函数模型及其改良思路

1. 成本函数族

成本函数起源于微观经济理论中的成本理论和厂商理论,具备坚实的理论基础,理论与

实证应用联系紧密。常用的成本函数技术设定包括 C-D 技术、超越对数技术以及在超越对数技术基础上延伸的广义超越对数技术、复合函数技术、二次函数技术等。

常用的 C-D 成本函数为：

$$\ln C = \beta_0 + \beta_y \ln y + \sum_i \beta_i \ln P_i + \eta \quad (1)$$

其中， C 为成本， y 为产出， P_i 为要素价格， η 为随机误差项， β 为待估参数。C-D 成本函数的优点在于可以满足齐次性假设，技术形式简洁直观，各个待估参数的经济含义明显。然而 C-D 技术在模型设定上主观性强，不适用于拟合 U 形、L 形的平均成本曲线，具有较明显的局限性。学界对于函数形式包容性更强的诉求使得超越对数技术的成本函数得以发展（Christensen 等，1973；Fuss 和 McFadden，1978）。超越对数（Trans-log）成本函数成为现今成本函数领域最为主流的研究工具之一：

$$\begin{aligned} \ln C = & \beta_0 + \beta_y \ln y + \frac{1}{2} \beta_{yy} (\ln y)^2 + \sum_j \beta_j \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i \beta_{ji} \ln P_i \ln P_j \\ & + \sum_i \beta_{yi} \ln y \ln P_i + \eta \end{aligned} \quad (2)$$

超越对数成本函数是对任意技术下成本函数的二级泰勒近似，在特殊情况下可以转化为 C-D 成本函数以及 CES 成本函数。而模型中包含的平方项、交乘项使得成本函数免受要素替代弹性和转换弹性不变的先验设定，并满足对称性、齐次性的假设前提，对于现实数据的拟合程度较好。然而超越对数成本函数的主要缺陷在于无法考虑产出为零的情况。因而 Carves 等（1980）使用 Box-Cox 变换对模型中的产出项进行替换 $Y = (y^\theta - 1) / \theta$ ，使得成本函数能够考虑产出为零的情况，得到广义超越对数（Generalized Trans-log）成本函数：

$$\begin{aligned} \ln C = & \beta_0 + \beta_Y Y + \frac{1}{2} \beta_{YY} (Y)^2 + \sum_j \beta_j \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i \beta_{ji} \ln P_i \ln P_j \\ & + \sum_i \beta_{Yi} Y \ln P_i + \eta \end{aligned} \quad (3)$$

此外，Baumol 等（1982）对一般形式的成本函数在零点处使用二阶导数泰勒公式展开，得到二次（Quadratic）成本函数：

$$C = \beta_0 + \beta_y y + \frac{1}{2} \beta_{yy} y^2 + \sum_j \beta_j P_j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i \beta_{ji} P_i P_j + \sum_i \beta_{yi} y P_i + \eta \quad (4)$$

二次成本函数估计难度低，相对超越对数成本函数能够考虑产出、要素价格为零。然而在该技术设定下边际成本（MC）与要素价格独立，缺少线性齐次性假设前提而有争议。

Pulley 和 Braunstein（1992）基于超越对数技术，把产出项及其平方项、其与要素价格的交乘项结合起来，得到复合（Composite）成本函数：

$$\begin{aligned} \ln C = & \ln \left(\beta_0 + \beta_y y + \frac{1}{2} \beta_{yy} y^2 + \sum_i \beta_{yi} y \ln P_i \right) + \beta_1 + \sum_j \beta_j \ln P_j \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i \beta_{ji} \ln P_i \ln P_j + \eta \end{aligned} \quad (5)$$

复合成本函数的形式则更为灵活多变，同样满足对称性和齐次性的要求，能考虑产出为零的情况。对函数形式的限制相对超越对数成本函数更少，主要体现在不要求要素价格与产出可分，二阶微分后仍然保有足够的自由参数用于估计。

在实际运用中, 现有成本函数模型主要应用于测算微观企业的规模经济及其延伸出的自然垄断研究、范围经济、要素替代弹性、分析技术效率、测量市场竞争程度等。相对于生产函数, 首先, 成本函数模型研究中由于在解释变量的设定除了包含要素投入变量, 还包括产出变量, 使得在估计规模经济、范围经济上相比生产函数更为直接。其次, 在测度要素替代弹性方面, 由于超越对数成本函数引入了成本份额方程, 较好地克服了超越对数技术下的成本函数的多重共线性问题, 使得在分析要素替代关系的结果稳健性更强 (郝枫, 2015)。再次, 由于成本函数模型能够直接估算边际成本方程, 适合用于测算勒纳指数 $lerner = (P - MC) / P$, 能够有效衡量行业内的市场竞争情况。

尽管成本函数具有上述优势, 但是从常用的成本函数技术可知, 全要素生产率主要通过截距项和误差项来刻画, 即成本函数模型通常不考虑 TFP 异质性的影响, 这也是成本函数模型相对生产函数有所不足之处。

2. 基于半参数法的改良思路

其实, 国内成本函数研究并非完全一成不变, 也曾尝试在计量模型中置入全要素生产率项, 以控制企业间异质的 TFP 差异。

较早的时候, 国内学者便尝试在成本函数模型中引入“时间趋势项 (一般表达为年份)”, 来考察随时间增长的企业生产效率。将时间趋势变量置入超越对数成本函数的改良方法, 国内最早尝试来自于李衍龙 (1995), 该文除了推介超越对数成本函数模型外, 还以此法对 TFP 的测算进行了数值模拟。鲁成军和周端明 (2008)、樊茂清等 (2012)、王班班和齐绍洲 (2014) 等研究, 也将时间 (年份) 趋势变量作为全要素生产率的代理变量。国涓等 (2010) 运用超越对数成本函数研究中国工业部门的能源反弹效应, 在考察技术进步时在成本份额方程系统中置入了时间趋势项。王克强等 (2013) 则将时间趋势项看作一种投入要素, 并置入超越对数成本函数中来测算 TFP 对成本的作用。然而, 吴明华和攸频 (2016) 指出当加入在回归残差存在自相关问题情况下, 仅仅是引入时间趋势并不能够控制“遗漏相关变量”问题。

近期亦有研究使用“二步法”构建包含 TFP 项的成本函数模型——首先使用超效率 DEA 法测算出面板全要素生产率指标, 然后根据从生产函数到超越对数成本函数的推导过程, 将其置入成本函数计量模型 (陈林等, 2015)。然而, 以上改良办法并没有控制 TFP 与产量、成本之间的内生性问题, 其全要素生产率的代理变量选择也值得商榷。而且, 以上模型将 TFP 设定为外生变量虽然符合早期生产函数的假设, 但随着 OP、LP 等视 TFP 为内生变量的生产函数模型之兴起, TFP 的外生假设就存在一定的改良可能。

其实国内也有很多成本函数研究提出样本间异质的 TFP 项可以直接放在计量方程的残差项中考虑, 即无需在自变量中加入与 TFP 相关的内容。但即使这样的成本函数回归能够近似于完整的、包含 TFP 项的回归估计, 却也导致成本函数无法研究全要素生产率问题, 无法衡量样本之间的投入产出效率差异, 难以广泛推广。

因此, 将时间趋势项作为 TFP 的代理变量, 或忽略 TFP 项而置其于残差项中, 这些计量方法均不完善, 甚至还存在同步性、样本选择偏差、内生性等问题。

其实, 传统的生产函数估计方法从内在逻辑上, 也没有考虑到全要素生产率引起的同步性问题以及样本选择偏差, 从而高估了生产函数的 TFP 以及低估产出对于资本投入的需求弹性系数^①。为了控制这两个问题, Olley 和 Pakes (1996) 在生产函数引入了一种全新的

^① Pakes (1994) 最早对于生产函数的同步性问题和样本选择偏差问题进行了系统阐述。

半参数估计方法（OP方法）。该方法的核心是，首先，引入企业投资作为不可观测的 TFP 的间接代理变量，并依据投资与不可观测的 TFP 之间严格单调递增的逻辑假设，将生产函数转换成了一个半参数方程，从而控制了 TFP 与要素投入之间的同步性问题，得到了劳动投入的弹性系数。其次，引入企业生存概率方程，考虑了企业退出行为导致的样本选择性偏差问题，进而估计生产函数资本投入的弹性系数。Pavcnik（2002）、Topalova 和 Khandelwal（2004）、De Loecker（2007）、Yasar 等（2008）学者也得出了类似的结论。

自此以后，以 OP 方法为代表的半参数估计方法得到了进一步发展和技术上的改良。具体而言，有研究认为投资变量本身存在一定缺陷^①，为控制投资作为 TFP 的间接代理变量出现的问题，基于数据的可得性以及相似的理论逻辑，Levinsohn 和 Petrin（2003）使用中间投入作为全要素生产率的代理变量，即 LP 方法。Amiti 和 Konings（2007）根据 OP 法的分析框架，考虑了国际贸易市场对生产率冲击的作用机制，将进出口决策加入到投资决策方程中，延伸了 OP 法的应用范围。Akerberg 等（2015）指出 OP 法和 LP 法存在多重共线性的问题，两步估计的第一阶段存在问题，认为劳动力也应该受生产率冲击影响的要素，不能简单当做自由变量来处理。他们提出一种新的估计（ACF）方法，放弃在第一阶段对劳动投入系数的估计，将劳动投入置入代理变量决策方程进行系数估计。Wooldridge（2009）将广义矩估计融入 LP 法的估计过程中，得到更为稳健的估计结果（WLP 估计），利用加权矩阵有效控制了 OP 法和 LP 法的异方差问题以及两阶段估计过程中序列相关问题。De Loecker（2012）基于 ACF 模型的研究框架，选用超越对数生产函数来控制不可观测的生产率波动的影响，探讨了企业的出口行为与成本加成的相互关系。

在应用方面，基于 OP 法及其延伸出的估计方法测算生产函数的全要素生产率的成果颇丰。基于 OP 法和控制了行业出口渗透率的内生性条件下，余淼杰（2010）测算了 1998～2002 年制造业企业的全要素生产率，发现贸易自由化与全要素生产率存在显著的正相关关系。任曙明和孙飞（2014）基于 2003～2011 年制造业上市公司的面板数据，使用 ACF 方法测算了企业的全要素生产率，就需求规模和异质性研发对于全要素生产率的影响作用进行了探讨。杨汝岱（2015）通过 OP 法、LP 法测算 1998～2009 年中国工业企业的全要素生产率，并对其进行动态考察和生产率分解，从技术进步和所有制结构两方面考察企业的资源配置效率。张志强（2015）在系统阐述生产函数估计面临的内生性、同步性等问题的基础上，使用蒙特卡洛模拟法比较主流的生产估计方法（OP、LP、ACF、De Loecker、GNR 等）的拟合结果和优劣之处，并指出增加值类的生产函数估计倾向于高估企业的全要素生产率。

综上，相比生产函数在处理 TFP 异质性问题上的重大突破，成本函数在估计方法上则一直无法妥善处理变量 TFP 遗漏的问题。本文旨在总结借鉴 OP 法改良成本函数的理由与意义。成本函数相比生产函数在理论上具备拟合优度更高的特点，能够更全面地考虑不同因素的影响，并控制除 TFP 项外的“遗漏相关变量”问题。TFP“变量遗漏”的计量问题导致成本函数存在一系列统计问题，使用半参数估计方法能够一定程度上控制该问题。鉴于生产函数与成本函数的对偶性，本文借鉴生产函数领域的半参数估计法，对成本函数的估计方法进行拓展。在考虑了全要素生产率影响下的成本函数适合

^① Levinsohn 和 Petrin（2003）指出，OP 法的关键假设是企业投资与全要素生产率的严格正向关系，而在现实中企业投资的敏感度较差，企业零投资的情况较为常见，中间投入作为代理变量可以一定程度上控制这个问题。

应用于微观企业生产效率及创新行为等相关研究领域，有效拓展了成本函数方法论的应用前沿。

三、基于半参数法的成本函数模型构建

在以往的成本函数研究中，全要素生产率为 1 的假设引致的同步性问题以及样本选择偏差两方面问题制约了成本函数的拟合效果。为了控制成本函数估计方面的问题，本文首次将生产函数的 OP 法运用到成本函数估计当中，尝试控制 C-D 成本函数在估计过程中出现的同步性问题以及样本选择偏差问题。将投资作为全要素生产率的间接代理变量，能较好地反映当期的生产率波动，为此，Olley 和 Pakes (1996) 从理论上证明了全要素生产率与投资具备严格的单调递增关系。鉴于残差项和截距项与资本投入之间存在同期相关性，构造投资决策方程能够较好地控制成本函数的同步性问题。因此，本文的思路是选用投资作为全要素生产率的间接代理变量，从而构建投资决策方程，将全要素生产率、资本价格作为投资决策的主要决定因素，依据投资与全要素生产率的严格单调递增关系，可以将全要素生产率刻画为投资与资本价格的函数，进而将成本函数转换为一个半参数方程，控制要素价格与全要素生产率的内生性问题；并且引入生存概率方程，将样本选择偏差考虑到模型当中，通过两步估计得到成本函数各个解释变量的估计参数。

1. 从生产函数到成本函数的推导

假设在位企业在每个时期开始时决定是否继续生产，如果企业决定退出，它将会获得大小为 X 的清算收入。如果企业继续生产，它将会选择当期的产量、要素的投入量以及投资量。企业能够根据期初在各个状态变量下（包括生产率冲击、资本价格等）预测期末收入。根据 Olley 和 Pakes (1996)，企业的决策是最大化未来获得净利润的预期折现值，这种行为可由贝尔曼方程刻画出来：

$$V_{it}(P_{kit}, \omega_{it}) = \text{Max} \{X, \sup_{I_{it} \geq 0} \pi_{it}(P_{kit}, \omega_{it}) - c(I_{it}) + \beta E[V_{i,t+1}(P_{kit}, \omega_{it}) | J_{it}]\} \quad (6)$$

$\pi_{it}(\cdot)$ 表示利润函数， I 为投资， $c(\cdot)$ 是当期投资的成本， β 是折现因子， $E[\cdot | J_{it}]$ 表示在 t 时点在当期全部信息 J_{it} 下企业的预期未来价值。因此，当清算价值超过预期折现收入时，企业会选择退出市场。 ω 表示不可观测的生产率，服从一阶马尔可夫过程，即 $\omega_{it} = g_t(\omega_{i,t-1}) + \xi_{it}$ 。未来一期的预期生产率是现期生产率和资本价格的一个函数 $E[\omega_{i,t+1} | \omega_{it}, P_{kit}]$ 。

因此可以假设存在一个生产率的阈值 ω_{it} ，如果企业的生产率高于阈值，企业将会选择留在市场 ($\chi_{it}=1$)，否则，企业将会选择退出市场 ($\chi_{it}=0$)。资本积累按照永续存盘法形成，则由资本积累方程可得：

$$k_{it} = (1-\delta)k_{i,t-1} + I_{i,t-1} \quad (7)$$

k_{it} 表示资本积累， δ 表示折旧率。假设微观企业的生产技术为 C-D 生产函数，产出为 y_{it} ，本文将理论上的产出定义为总产值的情况，因此需要考虑原材料等中间投入因素以及对应的中间投入要素价格，生产要素变量设定为资本 k_{it} ，劳动 l_{it} ，中间投入 m_{it} ，对应的投入系数为 α, β, γ ，对应的要素价格变量分别为 $P_{kit}, P_{lit}, P_{mit}$ ， A 代表企业在生产函数技术下的生产率。在成本最小化的预算约束下可以得到对应的 C-D 成本函数，即：

$$y_{it} = A k_{it}^{\alpha} l_{it}^{\beta} m_{it}^{\gamma} \quad \text{s.t.} \quad P_{kit} k_{it} + P_{lit} l_{it} + P_{mit} m_{it} \leq C_{it} \quad (8)$$

$$\ln C_{it} = \beta_y \ln y_{it} + \beta_l \ln P_{lit} + \beta_k \ln P_{kit} + \beta_m \ln P_{mit} - \omega_{it} + \eta_{it} \quad (9)$$

ω_{it} 即是 C-D 成本函数技术下企业能够观测得到而经济学家无法观测到的生产率, η_{it} 是企业和经济学家都无法观测到的生产率波动以及测量误差^①。因而 η_{it} 不会影响企业的决策, ω_{it} 会对企业的当期决策产生影响。本文认为, 劳动价格、当期产量为自由变量, 因此产量的选择和劳动价格变量能够基于当期生产率冲击做出决策。

在模型的假设下, 标准的计量方法会产生有偏和不一致的估计结果, 原因有两个。其一是投入要素与生产率之间的同步性问题。当期的全要素生产率波动有一部分企业可以观测得到, 对于企业的投入要素决策产生影响, 这导致了标准估计的截距项和误差项与解释变量相关, 使得估计是有偏的 (Marschak 和 Andrews, 1945)。其二是无效率的企业的退出行为带来的选择性偏差, 即生产率波动与企业退出市场的概率相关。在给定一个生产率冲击的条件下, 除非能够考虑并且控制这两个效应, 否则资本要素与生产率冲击的内生性、样本选择性偏误会导致 OLS 估计资本价格的弹性系数和全要素生产率时出现偏差。

2. 投资决策方程与第一步估计

为了控制这两个内生性问题, OP 法首先引入投资决策方程, 首先根据假设生产率与当期投资存在严格的单调递增关系, 即当期出现更大的正向生产率冲击企业将会加大投资力度。借鉴聂辉华和贾瑞雪 (2011) 的方法, 将原材料投入也考虑到投资决策方程中。企业的投资决策取决于当期的生产率水平与资本价格和中间投入价格:

$$I_{it} = I(\omega_{it}, P_{kit}, P_{mit}) \quad (10)$$

可以证明, 在每一个资本价格水平下, 企业的投资与生产率呈现严格的单调递增关系。证明如下^②:

假设完全竞争的市场环境下, 本文想要使用投资作为不可观测的生产率的代理变量。本文将投资决策方程设定为最一般的形式 $I(\omega, P_k, P_l, y)$, 并且关于生产率 ω 严格单调递增, 这就允许 $\omega(I, P_k)$ 作为生产率的测度指标。

在考虑了投资作为生产率波动的代理变量下, 假定企业的成本技术为对数拟线性, 即为如下形式 $\ln C = f[\omega(I), P_k(I), I] + \beta_l \ln P_l + \beta_y \ln y$, 对于所有 $(\omega, P_k, I, P_l, y) \in R^5$ 的二阶导数连续可微。本文认为劳动和产量为自由投入, 可以根据当期生产率冲击作出反应。在上述前提下, 如果有 $f_{\omega l} f_{kk} \geq f_{\omega k} f_{kl}$, 那么投资决策方程 $I(\omega, P_k, P_l, y)$ 关于生产率 ω 严格单调递增。

在成本函数技术下, 企业成本最小化的决策可以得到:

$$f_{\omega\omega} \frac{\partial \omega}{\partial I} + f_{\omega k} \frac{\partial P_k}{\partial I} + f_{\omega l} = 0 \quad (11)$$

$$f_{k\omega} \frac{\partial \omega}{\partial I} + f_{kk} \frac{\partial P_k}{\partial I} + f_{kl} = 0 \quad (12)$$

① 其中 $v = \alpha + \beta + \gamma$, $\beta_y = 1/v$, $\beta_l = \beta/v$, $\beta_k = \alpha/v$, $\beta_m = \gamma/v$, $\omega_{it} = \ln v^{-1} (\alpha^{\alpha} \beta^{\beta} \gamma^{\gamma} A)^{\frac{1}{v}}$ 。

② 为了方便说明问题, 本文在证明投资决策方程时省去中间投入价格, 实际上也能加入中间投入价格证明, 证明过程相对繁琐。

由克莱姆法则可以得到 $\frac{\partial \omega}{\partial I}$ 的表达式, 成本最小化的决策下海塞矩阵是严格正定的。根据正定矩阵的充要条件, 其顺序主子式也是正定的, 可得:

$$\text{sign} \left(\frac{\partial I}{\partial \omega} \right) = \text{sign} (f_{\omega l} f_{kk} - f_{\omega k} f_{kl}) \quad (13)$$

成本函数是凸性表明投入要素的二阶导数为负, 即 $f_{kk} < 0$; 全要素生产率的增加会使得投入要素的边际成本轻微下降, $f_{\omega k} \leq 0$ 以及 $f_{\omega l} \leq 0$, 则 $f_{\omega l} f_{kk} \geq 0$ 。如果 $f_{kl} = 0$ 或 $f_{\omega k} = 0$ 以及 $f_{\omega l} < 0$ 则单调性条件可以成立。在控制其他条件不变的情况下, 资本价格的上升将会引起投资的边际成本的上升, $f_{kl} > 0$, 即 $f_{\omega l} f_{kk} \geq f_{\omega k} f_{kl}$, 同时 $I(\cdot)$ 是可微的, 可得:

$$I(\omega_1, P_k, P_l, y) - I(\omega_2, P_k, P_l, y) = \int_{\omega_2}^{\omega_1} \frac{\partial I}{\partial \omega}(\omega, P_k, P_l, y) d\omega \quad (14)$$

由 $\omega_1 > \omega_2$, $f_{\omega l} f_{kk} \geq f_{\omega k} f_{kl}$ 可得:

$$\int_{\omega_2}^{\omega_1} \frac{\partial I}{\partial \omega}(\omega, P_k, P_l, y) P(d\omega | P_l, y) \geq \int_{\omega_2}^{\omega_1} 0 P(d\omega | P_l, y) = 0 \quad (15)$$

则 $I(\omega_1, P_k, P_l, y) \geq I(\omega_2, P_k, P_l, y)$, 证毕。由于企业的投资决策表明生产率波动与投资存在严格的单调关系, 即生产率的提高必然引致投资的增加。因此, 对于式 (16), 也有在任何的资本价格水平下, ω 关于 I 单调递增。对 $I(\cdot)$ 求反函数, 可得:

$$\omega_{it} = I^{-1}(I_{it}, P_{kit}, P_{mit}) = \omega(I_{it}, P_{kit}, P_{mit}) \quad (16)$$

将式 (16) 代入成本函数当中:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} &= \beta_y \ln y_{it} + \beta_l \ln P_{lit} + \beta_k \ln P_{kit} + \beta_m \ln P_{mit} - \omega(I_{it}, P_{kit}, P_{mit}) + \eta_{it} \\ &= \beta_y \ln y_{it} + \beta_l \ln P_{lit} + \varphi(I_{it}, P_{kit}, P_{mit}) + \eta_{it} \end{aligned} \quad (17)$$

$\phi(\cdot)$ 可以一个包含 $\ln I_{it}$, $\ln P_{kit}$, $\ln P_{mit}$ 的二阶多项式来近似。式 (17) 可用 OLS 估计。由于半参多项式控制了不可测的生产率波动, β_y , β_l 的系数估计具有一致性。因此误差项不再与投入要素价格相关, 控制了同步性问题。式 (17) 并没有得到 $\ln P_{kit}$ 和 $\ln P_{mit}$ 的具体估计参数。

3. 生存概率方程与第二步估计

构造生存概率方程, 用于控制选择性偏误问题。在企业的生产率高于阈值时, 企业会选择留在市场, 而这个生产率阈值主要取决于上期的资本价格。 t 时期的生存概率取决于 $t-1$ 期的 TFP 和 TFP 阈值。在实际操作中, 对生存概率 Pr 使用 Probit 模型来拟合, 被解释变量为 χ_{it} , 解释变量为 $\ln I_{i,t-1}$, $\ln P_{ki,t-1}$, $\ln P_{mi,t-1}$ 以及其平方项和交乘项。将这个拟合出来的概率为变量 \hat{P}_{it} 。

$$\begin{aligned} \text{Pr} \{ \chi_{it} = 1 | \underline{\omega}_{it}(P_{kit}, P_{mit}), J_{i,t-1} \} &= \text{Pr} \{ \omega_{it} \geq \underline{\omega}_{it}(P_{kit}, P_{mit}) | \underline{\omega}_{it}(P_{kit}, P_{mit}), = \omega_{i,t-1} \} \\ \rho_t \{ \underline{\omega}_{it}(P_{kit}, P_{mit}), \omega_{i,t-1} \} &= \rho_t \{ I_{i,t-1}, P_{ki,t-1}, P_{mi,t-1} \} \end{aligned} \quad (18)$$

将第一步得到的 β_y , β_l 回代到成本函数当中, 构造式 (19):

$$\begin{aligned} \ln C_{it} - \beta_y \ln y_{it} - \beta_l \ln P_{lit} &= \beta_k \ln P_{kit} + \beta_m \ln P_{mit} - g(\hat{\varphi}_{t-1} - \beta_k \ln P_{ki,t-1} \\ &\quad - \beta_m \ln P_{mi,t-1}, \hat{P}_{it}) - \xi_{it} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

对式(19)使用非线性最小二乘估计, $g(\cdot)$ 可以用包括 $\hat{\phi}_{t-1} - \beta_k \ln P_{k,t-1} - \beta_m \ln P_{m,t-1}$, \hat{P}_t 的二阶多项式展开。在存在样本选择偏误的情况下, 这种处理方式使得对资本价格项的估计是无偏和一致的。

在得到所有解释变量的估计系数后, 可以计算全要素生产率。按照全要素生产率(TFP)的定义有: $\ln TFP_{it} = \omega_{it} + \eta_{it}$ 。因此根据下式构造 TFP 的对数测算值:

$$\ln TFP_{it} = \beta_y \ln y_{it} + \beta_l \ln P_{lit} + \beta_k \ln P_{kit} + \beta_m \ln P_{mit} - \ln C_{it} \quad (20)$$

按照估计方法的规则, TFP 的估计值作为解释变量必然反映了对于被解释变量的“贡献度”。因此式(20)的估计结果可能为负值。此时取绝对值后的全要素生产率的内涵是企业的“无效率程度”, 数值越高, 则企业的效率越低, 反之亦然。

四、新旧成本函数估计方法比较: 基于中国重化工企业数据

1. 样本选择与变量说明

国内的重化工业属于典型的资本密集型产业, 其资本投入具有持续性强的特点, 因而跟轻工业不一样, 其数据表现的投资为零情况大大减少, 这使得投资作为生产率冲击的间接代理变量得到的结果更为稳健。同时, 中国工业企业数据库中重化工业部分数据覆盖度高, 能够客观反映当期国内重化工业的发展状况。经审慎考虑, 本文使用成本函数估算中国工业企业的全要素生产率, 选取中国工业企业数据库的 1999~2007 年重化工业部分。为了减少样本“噪音”, 获取高质量的样本数据, 本文剔除了遗漏关键变量的企业样本(包括销售收入、固定资产总值、固定资产净值、流动资产合计、从业人数、中间投入指标为零或者缺失的企业)。同时依据《统计上大中小微型企业划分办法》, 剔除了企业从业人员小于 300 人, 营业收入低于 2000 万元的企业, 得到规模以上的大中型重化工业企业样本。

此外, 为分析全要素生产率对于成本函数回归结果的影响作用, 本文进一步剔除集体企业、外资企业、港澳台企业以及“法人资本”占主导的产权结构不明晰的企业, 将处理好的样本切分为国有企业组和民营企业组来进行分组回归。并与其他学者的相关研究(聂辉华和贾瑞雪, 2011; 鲁晓东和连玉君, 2012)作对比, 进一步论证本文模型的准确性和可靠性。对于划分国有企业与民营企业的标准, 本文首先依据资本占比情况, 若企业国有资本占比大于 50%, 则归类为国有企业; 若私人资本占比大于 50% 则归类为民营企业。当存在国有资本和私人资本占比均为 50% 时, 则通过资本类型及企业的控股情况相匹配来划分。当企业的控股情况为国有绝对或者相对控股时, 则归类为国有企业; 当企业的控股情况属于私人控股, 则归类为民营企业。

产出 y 与总成本 C 。 y 是企业产出, 以销售收入为代表变量。 C 是总成本, 按照《工业统计报表制度》中的工业企业成本费用类别(制造成本、年初存货、销售费用、管理费用和税收等, 不包括财务费用)加总测算, 将企业劳动投入、固定资本投入、存货投入、销售费用、管理费用以及应交所得税之和代表企业生产所需的总成本。

投资 I 。由于中国工业企业数据库中国没有独立的固定资产投资指标, 因此本文借鉴鲁晓东和连玉君(2012)的固定资产核算方法, 根据 $I_t = K_{Ft} - K_{Ft-1} + Dep_t$ 进行估算, K_F 表示固定资产合计, Dep_t 表示当年折旧。

要素投入价格 P_l , P_k , P_m 。借鉴以往的研究经验, 对于劳动投入量采用本年应付工资总额, 相应的劳动价格 P_l 等于劳动投入量除以职工人数。原材料的投入数据则相对缺乏, 由

于企业生产产出成品后不能马上全部销售出去,因而年初存货的金额估算与原材料投入额相关性强。此外,存货项除了“产成品”外还包括半成品,从经济学角度看也接近于原材料。因此,本文使用年初存货变量来代表原材料投入量。对于存货的相对价格 P_m ,范建双和李忠富(2009)使用存货除以总资产作为存货价格的代表变量,其研究对象是大型建筑企业,其相关存货主要体现为未建成的楼房或者其他基础设施,这些存货形态上接近于固定资产。而本文的研究对象是工业企业,存货大多为工业产成品以及中间投入品。为此本文使用存货除以销售收入来衡量存货的相对价格。

资本价格 P_k 。本文借鉴陈林等(2015)的资本价格核算方法:

$$P_k = \frac{x_k}{K_A} = [Dep + \frac{K \cdot r}{1 - e^{-n}} + (K_C - stock) \cdot r] / K_A \quad (21)$$

式(21)中 x_k 代表资本要素投入量的测算值。 K_A 代表固定资产合计和流动资产的加总值。 Dep 表示当年折旧。 K 表示企业不变资本存量,以固定资产年平均余额来作为代表变量。 r 表示资本利息,用于衡量资本的机会成本,以中国人民银行公布的当年年初一年定期存款的基准利率表示。 t 表示固定资产折旧年限,取值20年。 K_C 表示流动资产合计, $stock$ 表示存货。式(21)得到的资本价格主要考量了当年资本消耗量对现存资本总量的占比,即相对资本消耗量,因此并非企业的实际资本水平(由于企业的每年新增投资门类众多,无法完全客观考虑资本的综合价格)。 K_A 是资本规模的控制变量,考虑企业异质性对资本消耗量差异的影响,即企业的相对资本消耗量越大,表示企业对资本要素支付的价格水平更高。实证结果表明, w_k 测度的资本价格水平较为稳健,因此也被罗楚亮和倪青山(2015)、章玉等(2016)使用。对于当年折旧和资本存量,本文以1998年为基期的固定资产投资价格指数进行平减,其他货币形式的名义变量以1998年为基期使用生产者物价指数(PPI)进行平减。

表 1 统计特征

变 量	有效观测量	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln y$	60749	11.6317	1.2164	9.7889	18.4927
$\ln C$	60749	11.2976	1.2388	7.3683	18.2391
$\ln P_k$	60749	-2.8733	0.5234	-7.3278	0.4497
$\ln P_m$	60749	-1.9624	1.1870	-10.8581	4.2381
$\ln P_l$	60749	2.3774	0.6024	-4.8259	5.6774
$\ln I$	34781	8.6662	1.9716	-4.1395	17.3229

各变量的统计特征如表1。报告值为取自然对数后的变量数值。经检查样本数据存在极少数的缺失值和零值。零值取自然对数后变为缺失值。而本文发现出现零值的主要原因是人工填写的《工业企业统计报表》出现错误和遗漏。例如,职工人数不为零的企业应付工资总额为零,年初存货为零的企业销售收入为零等。这些零值不具有经济学意义,本文已剔除含有零值或者缺失值的原始样本变量。

2. 用于比较的不同回归模型的选择

本文的目的是考察OP法对于成本函数的拟合效果,为此选用OLS、固定效应模型FE、SFA方法作为对照组,比较回归结果。选用上述估计方法的原因是:OLS估计作为最为经典的估计方法,理论上并不能识别控制估计过程中的同步性问题和样本选择偏差,是其他改

进方法作为控制相关估计问题的理想基准；固定效应模型假定 TFP 异质性是非时变的，并与企业个体相关，能在一定程度上控制同步性问题，然而其技术上的假定并不完全与实际相符，能够通过与 OP 法比较拟合效果来检验；SFA 法由于能够构建技术前沿面对成本函数进行拟合，近年来得到学界的广泛使用，且假定存在的无效率项一定程度上类似于全要素生产率，然而由于其并未考虑同步性问题使得其前提假设上有所欠缺，因此也用于对比 OP 方法结果。

综上，从理论上讲，OP 法对于生产率波动的前提假设以及估计方法的设计上能够较好地控制同步性问题和样本选择性偏差。在 TFP 异质性较高的条件下 OP 方法相比其他传统的估计方法具有比较优势。因而，本文将以重化工业企业数据为样本，在总样本、分组样本的情况下，考察上述四种方法的拟合效果并展开分析。

3. 总体回归结果的比较

由表 2，OP 法、OLS、面板数据回归和 SFA 方法对相应模型参数估计的结果整体上都比较理想，OLS、FE 得到的拟合优度和 SFA 得到的 γ 值均超过 0.8。单个系数看，只有 OLS 估计法对劳动价格 $\ln P_l$ 系数估计的结果在 5% 显著性水平下未能通过统计检验。与 OLS 估计得到的结果相对比，其他三种方法估计的资本价格 $\ln P_k$ 和存货价格 $\ln P_m$ 的弹性系数更低，OP 法和 SFA 法对产出 $\ln y$ 的弹性系数的估计值基本一致，FE 方法得到的产出弹性系数最低，且都小于 OLS 法的估计值。

Olley 和 Pakes (1996)、聂辉华和贾瑞雪 (2011)、鲁晓东和连玉君 (2012) 等的研究结果表明，存在同步性问题和样本选择偏差的情况下，标准的估计方法不能识别这两类问题，OP 法估计生产函数可以在一定程度上修正由这两类问题导致的参数估计上的偏差。由于成本函数与生产函数之间存在的对偶关系，在逻辑上，OP 法估计生产函数若能够修正由于这两类问题导致的偏误理应在成本函数的估计中也同样有用。此外，从本文实证测算中国重化工业的企业全要素生产率的角度，由于重化工业等固定资产比值较高的产业，在技术进步或者其他外生产率波动的经济环境下，全要素生产率与要素投入的内生性问题是必然存在且在计量分析中必须进行处理的；OLS 法、SFA 法在估计模型时没有考虑成本函数内生性问题，会使得估计资本价格和存货价格的弹性系数产生一定程度的偏差，而 FE 法估计得到的系数与 OP 法较为相近，但是产出弹性系数 (0.635) 却明显地低估了，FE 法得到的结论表明企业存在着非常强烈的规模经济，这与现实情况有所不符。因此，从表 2 中 OP 法、OLS 法、FE 法和 SFA 法对各要素价弹性系数估计结果的比较来看，本文使用 OP 法估计成本函数的做法似乎在一定程度上降低了由于同步性问题和样本选择偏差导致的模型参数估计上的偏差，得到的系数最为健康，也从侧面印证了 OP 法运用于成本函数估计的可行性。

此外，OP 法得到的劳动价格弹性系数为轻微的负值，即劳动价格的提高反而有利于成本的下降，比较可能的情况是对于中国重化工业而言，存在着劳动报酬被低估的情形，接下来进行分组样本回归时进一步解析。

表 2 中列出了 OLS 法、OP 法、面板数据回归和 SFA 方法测算下的中国重化工业企业 1999~2007 年全要素生产率的平均水平。由于存在样本选择性偏误的问题，导致 OLS 法估计高估了企业的全要素生产率。相对于 OLS 法估计，根据 OP 法和 SFA 方法测算的全要素生产率明显要偏低一些，FE 方法由于估计得到的 $\ln y$ 弹性系数明显偏低，估计得到的全要素生产率大幅低于其他估计。

表 2 总体样本回归结果

	OP	OLS	FE	SFA
$\ln y$	0.760*** (0.000)	0.878*** (0.000)	0.635*** (0.000)	0.756*** (0.000)
$\ln P_k$	0.145*** (0.000)	0.345*** (0.000)	0.130*** (0.000)	0.184*** (0.000)
$\ln P_m$	0.280*** (0.000)	0.468*** (0.000)	0.256*** (0.000)	0.343*** (0.000)
$\ln P_l$	-0.013** (0.030)	-0.007 (0.115)	0.085*** (0.000)	0.043*** (0.000)
TFP 均值	-3.455	-3.007	-4.577	-3.605
有效观测量	34781	60749	60749	60749
R^2 或 γ	—	0.834	0.817	0.828

注：括号内是 z（或 t）检验的 P 值，***、** 表示的统计检验的显著性水平分别为 1%、5%。

4. 分组回归结果的比较

本文将样本根据所有权性质划分为国有企业样本组与民营企业样本组进行分析，结果如表 3。上述四种估计方法都表明国有企业的资本价格 $\ln P_k$ 弹性系数和存货价格 $\ln P_m$ 弹性值均明显高于民营企业；民营企业的劳动价格 $\ln P_l$ 弹性值反而显著高于国有企业，国有企业的成本对于资本价格和存货价格的变动更为敏感；民营企业比国有企业对于劳动投入价格的变化更为敏感。样本数据显示，国有企业样本中劳动投入在总成本中平均占 9.11%，资本投入占 49.49%，存货投入占 26.01%；民营企业样本中劳动投入占 14.28%，资本投入占 40.77%，存货投入占 25.18%。

根据已有的调研信息和统计数据研究发现，近几年国内以商业银行为代表的金融机构贷款显著偏好于国有企业，民营企业等非国有企业的融资难问题难以解决（刘小玄和周晓艳，2011）。在这种情况下民营企业的资本密集程度较低，相对国有企业更偏好于劳动投入。本文从成本函数的角度出发，发现民营企业的资本价格弹性系数和劳动价格弹性系数的差距明显比国有企业小得多，甚至在 OP 法回归得到的结果当中发现民营企业的劳动价格弹性（0.066）竟然与比资本价格弹性（0.105）相当接近，即民营企业的总成本对于劳动价格的敏感系数相当高，且明显看到民营企业中劳动投入明显高于国有企业。简言之，相对于资本投入，民营企业比国有企业更加偏好于劳动要素投入。反过来看，国有企业中资本投入更高，估计得到的资本价格弹性相比民营企业更高，国有企业相对更为依赖资本投入。

进一步分析，本文分别计算了国有企业样本与民营企业样本的全要素生产率（如表 3 所示）。测算结果表明，由于样本选择性偏误的原因，OP 法计算得到的 TFP 值要低于 OLS 方法。值得注意的是，四种测算方法都能得出民营企业的全要素生产率均比国有企业高，表明在样本所在时期内，民营企业的生产效率要高于国有企业。

仅仅是测算出算数平均值并不能反映出观测期内生产率的动态变化过程，在实际 TFP 测算过程中本文采用具体的权重指标和企业进入退出行为来刻画生产率的动态变化趋势。因此本文对成本函数的半参数估计法测算出的微观企业 TFP 进行动态 OP 分解。

表3 分组样本回归结果

	OP		OLS		FE		SFA	
	国有	民营	国有	民营	国有	民营	国有	民营
$\ln y$	0.779*** (0.000)	0.703*** (0.000)	0.882*** (0.000)	0.818*** (0.000)	0.536*** (0.000)	0.693*** (0.000)	0.733*** (0.000)	0.762*** (0.000)
$\ln P_k$	0.212*** (0.000)	0.105*** (0.000)	0.380*** (0.000)	0.274*** (0.000)	0.135*** (0.000)	0.107*** (0.000)	0.202*** (0.000)	0.164*** (0.000)
$\ln P_m$	0.307*** (0.000)	0.256*** (0.000)	0.439*** (0.000)	0.368*** (0.000)	0.262*** (0.000)	0.243*** (0.000)	0.345*** (0.000)	0.299*** (0.000)
$\ln P_l$	-0.028*** (0.001)	0.066*** (0.000)	-0.039*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.057*** (0.000)	0.132*** (0.000)	0.015*** (0.001)	0.095*** (0.000)
TFP 均值	-3.867	-3.524	-3.354	-3.082	-6.235	-3.463	-4.334	-3.046
有效观测量	15240	19125	22441	37630	22441	37630	22441	37630
R^2 或 γ	—	—	0.875	0.807	0.867	0.792	0.833	0.778

注：同表2。

五、新成本函数估计法的应用——TFP 分解

全要素生产率作为一个重要的研究指标，其应用范围十分广泛，其中要素错误配置是最重要的研究方向之一。基于企业异质性问题与资源配置的相关性研究早期见于 Olley 和 Pakes (1996) 引入的 TFP 分解方法 (OP 分解)。通过将行业的 TFP 分解为 TFP 的算术平均值和 TFP 与产出的协方差来探讨邮电设备制造产业的资源配置效率，指出资源配置将会向生产率更高的产业集聚。然而 OP 分解法相对简单，不能用于研究企业进入退出行为对于企业全要素生产率的影响效应。由于进入退出行为与企业资源配置的密切关系，学界致力于将企业的进出市场因素引入 TFP 分解的相关研究中来。常见的 TFP 分解方法有 BHC 分解法 (Baily 等, 1992)、GR 分解法 (Griliches 和 Regev, 1995)，加总生产率分解法 (Petrin 和 Levinsohn, 2012) 等。Melitz 和 Polanec (2015) 在总结 OP 分解、BHC 分解和 GR 分解等方法的特征和缺陷之后，提出了改良方案，使用每个时期期初和期末在位企业的加权平均生产率为基准，分别计算退出企业（对应期初）和进入企业（对应期末）对总量 TFP 变化的影响效应，有效控制了一般 TFP 分解方法中的统一基准带来的估计误差问题，将其命名为动态 OP 分解方法。

鉴于动态 OP 分解在统计上的优势，受到了国内学者的广泛关注。陈雯和李强 (2013) 基于 1999~2007 年我国工业企业数据，运用动态 OP 分解就企业的进入退出行为对 TFP 的变动进行分解，指出在位企业效率的提升和市场份额的变动引致了该时期内 TFP 的持续增长。周世民等 (2014) 使用配对倍差法分析政府补贴对中国制造业企业出口贸易的影响效应，使用动态 OP 分解研究政府补贴引致的资源错配效应，指出政府补贴的激励作用具有显著的差异化特征，明显加重了出口企业的资源错配程度。严冰和张相文 (2015) 使用动态 OP 分解对中国工业部门的总量 TFP 进行分解，发现在位企业对于总量 TFP 的增长起主要的推动作用，指出贸易自由化能够通过淘汰低效率的企业提高资源配置效率。

动态 OP 分解的原理在于以 $t=1$ 和 $t=2$ 两个时点上的在位企业的生产率为基准，在 $t=$

1 时点可以测出退出企业的加权生产率, 在 $t=2$ 时点可以测出进入企业的生产率, 因此可以考虑到进入退出对于行业的生产率的影响。

因此, 如果 $t=1$ 时期退出企业的生产率小于同期的在位企业时, 那么退出企业对行业效率的贡献为正, 反之为负; 如果 $t=2$ 时期进入企业的生产率大于同期的在位企业时, 那么进入企业对行业效率的贡献为正, 反之为负。动态 OP 法由于分别采用两个相邻时期的在位企业生产率作为基准来分别衡量进入退出企业对于总量生产率的贡献, 能够更加独立地测算三种续存类型的企业对行业总量生产率的影响。相比 BHC 分解、GR 分解和 FHK 分解等分解方法, 动态 OP 分解有效减少了以单一时期在位企业生产率作为基准而带来的测量偏差。

关于企业续存状态的定义方法上, 假如第 t 期企业存在, 而第 $t+1$ 期不存在, 则该企业于 $t+1$ 期为退出企业; 假如第 t 期企业存在, 而第 $t-1$ 期不存在, 则该企业于 t 期为进入企业。

动态 OP 分解的具体步骤如下:

$$\Phi_1 = S_{S1} \Phi_{S1} + S_{X1} \Phi_{X1} = \Phi_{S1} + S_{X1} (\Phi_{X1} - \Phi_{S1}) \quad (22)$$

$$\Phi_2 = S_{S2} \Phi_{S2} + S_{E2} \Phi_{E2} = \Phi_{S2} + S_{E2} (\Phi_{E2} - \Phi_{S2}) \quad (23)$$

其中 $S_{Gt} = \sum_{i \in G} S_{it}$, $\Phi_{Gt} = \sum_{i \in G} (S_{it}/S_{Gt}) \omega_{it}$ 。总量生产率可以分为在位企业生产率 (Φ_{S_t})、进入企业生产率 (Φ_{E_t}) 和退出企业生产率 (Φ_{X_t}), 以销售收入作为权重, 分别对应 S_{S_t} , S_{E_t} , S_{X_t} 。由于在 $t=1$ 时期进入企业的 TFP 和 $t=2$ 时期退出企业的生产率不可测度, 因此在 $t=1$ 时期使用在位企业的生产率为基准, 测度退出企业对于总量 TFP 的影响。同理, 在 $t=2$ 时期使用在位企业的生产率为基准, 测度进入企业对于总量 TFP 的影响。

由此相邻两期的总量 TFP 变动可以用下式刻画出来:

$$\begin{aligned} \Delta\Phi &= (\Phi_{S2} - \Phi_{S1}) + S_{E2} (\Phi_{E2} - \Phi_{S2}) + S_{X1} (\Phi_{S1} - \Phi_{X1}) \\ &= \Delta\omega_S + \Delta cov_S + S_{E2} (\Phi_{E2} - \Phi_{S2}) + S_{X1} (\Phi_{S1} - \Phi_{X1}) \end{aligned} \quad (24)$$

$\Delta\omega_S$ 表示在位企业 TFP 算术平均值的变动, Δcov_S 表示在位企业市场份额与 TFP 的协方差变动 (市场份额的资源配置作用), $S_{X1} (\Phi_{S1} - \Phi_{X1})$ 表示退出企业对于总量 TFP 变动的影响效应, $S_{E2} (\Phi_{E2} - \Phi_{S2})$ 表示进入企业对于总量 TFP 变动的影响效应。

本文使用成本函数的半参数估计方法得到的 TFP 进行动态 OP 分解, 结果如表 4。可以看到, 在样本期间企业的总量 TFP 呈现微弱的上升趋势, 其中进入企业是 TFP 增长的主要推动力, 在位企业对于总量 TFP 增长的贡献并不明显。退出行为则是对总量生产率的平均贡献为负, 即退出企业的生产率可能比在位企业要高。

表 4 中国重化工业的动态 OP 分解

$t=1$	$t=2$	在位企业 ($\Phi_{S2} - \Phi_{S1}$)	退出企业 $S_{X1} (\Phi_{S1} - \Phi_{X1})$	进入企业 $S_{E2} (\Phi_{E2} - \Phi_{S2})$	总体变化 $\Delta\Phi$
1999 年	2000 年	-0.0374	0.0648	0.0137	0.0411
2000 年	2001 年	0.0074	-0.1108	0.1267	0.0233
2001 年	2002 年	-0.0005	-0.0021	0.0834	0.0808
2002 年	2003 年	0.0198	-0.0660	0.0772	0.0310

(续)					
$t=1$	$t=2$	在位企业 ($\Phi_{S2} - \Phi_{S1}$)	退出企业 S_{X1} ($\Phi_{S1} - \Phi_{X1}$)	进入企业 S_{E2} ($\Phi_{E2} - \Phi_{S2}$)	总体变化 $\Delta\Phi$
2003 年	2004 年	0.0541	-0.1047	0.1406	0.0900
2004 年	2005 年	0.0107	-0.0902	0.0994	0.0199
2005 年	2006 年	-0.0257	-0.0619	0.0901	0.0025
2006 年	2007 年	-0.0280	-0.0037	0.0772	0.0454
均值		0.0000	-0.0468	0.0885	0.0417

注：同表 2。

进一步分析，将中国重化工业的国有企业样本和民营企业样本分组进行动态 OP 分解（见表 5）。结果显示，从总量生产率的增速来看，观测期内民营企业的效率提升速度要高于国有企业（民营企业的总量生产率平均增长速度为 0.0195，国有企业的总量生产率平均增长速度为 0.0069）。

表 5 中国重化工业分组样本的动态 OP 分解

国有企业		在位企业 ($\Phi_{S2} - \Phi_{S1}$)	退出企业 S_{X1} ($\Phi_{S1} - \Phi_{X1}$)	进入企业 S_{E2} ($\Phi_{E2} - \Phi_{S2}$)	总体变化 $\Delta\Phi$
$t=1$	$t=2$				
1999 年	2000 年	-0.0428	0.0559	-0.0178	-0.0047
2000 年	2001 年	0.0013	-0.0967	0.0674	-0.0280
2001 年	2002 年	-0.0081	-0.0014	0.0485	0.0390
2002 年	2003 年	0.0369	-0.0618	0.0257	0.0008
2003 年	2004 年	0.0793	-0.1117	0.1066	0.0741
2004 年	2005 年	0.0145	-0.0706	0.0399	-0.0162
2005 年	2006 年	-0.0391	-0.0432	0.0562	-0.0261
2006 年	2007 年	-0.0406	-0.0067	0.0635	0.0162
均值		0.0002	-0.0420	0.0488	0.0069
民营企业		生存企业 ($\Phi_{S2} - \Phi_{S1}$)	退出企业 S_{X1} ($\Phi_{S1} - \Phi_{X1}$)	进入企业 S_{E2} ($\Phi_{E2} - \Phi_{S2}$)	总体变化 $\Delta\Phi$
$t=1$	$t=2$				
1999 年	2000 年	-0.0755	0.0497	0.1051	0.0792
2000 年	2001 年	-0.0444	0.0347	0.1130	0.1032
2001 年	2002 年	-0.0182	-0.0099	-0.0094	-0.0375
2002 年	2003 年	-0.0820	0.0250	0.0960	0.0390
2003 年	2004 年	-0.0438	0.0785	-0.0264	0.0084
2004 年	2005 年	-0.0444	-0.0302	0.0362	-0.0383
2005 年	2006 年	-0.0406	0.0435	0.0238	0.0267
2006 年	2007 年	-0.0424	-0.0037	0.0211	-0.0250
均值		-0.0489	0.0234	0.0449	0.0195

细分来看，进入企业都为企业效率的增长提供主要的推动力，说明无论在哪一类型的产权结构下，允许新企业进入市场竞争都能改善整个行业的效率，合理放宽市场的准入标准带

来的效率红利仍然十分可观。正如李坤望和蒋为（2015）指出，制造业中新企业的持续进入市场参与竞争表现出良好的经济增长效应。就国有企业组而言，其在位企业对总量 TFP 的贡献基本不明显，退出企业的对于总量 TFP 的贡献值为负。至于民营企业组，在位企业对于总量生产率的平均贡献为负，退出企业对于总量 TFP 的平均贡献均为明显的正值，这说明在民营企业样本中，生产率低下的企业将会自然而然地退出市场，优胜劣汰的市场竞争规律得到很好的体现。相对而言，国有企业即使是效率低下的企业也不会轻易退出市场，在这种情况下，将会形成“僵尸企业”，拉低行业的总生产率水平，这与表 3 的计算结果具有一致性，即国有企业的 TFP 算术平均值要明显低于民营企业。

然而值得注意的是，无论是国有企业组还是民营企业组，其总量 TFP 都要远远低于整个行业的总量 TFP 的增速，只是小幅增长，仍然不能解释总样本的总量 TFP 平均 0.0417 的增长趋势。民营企业组的生存企业对于总量 TFP 的平均贡献明显为负值，说明民营企业的生产率在样本观测期内呈现下行的趋势。显然民营企业受到融资规模、行政垄断的约束和国有企业的民营化的影响。相关学者的研究发现，2000~2008 年期间 1.8%~11.1% 的国有企业选择民营化（若只是民营化改制，国有企业将继续作为在位企业留在市场），12.3%~27.0% 的国有企业选择破产清算或完全重组等方式完全退出（朱克朋和刘小玄，2012）。国有企业的民营化导致部分国有企业的私有股权在增加到 50% 以上时被归类为民营企业，因此拉低了民营企业组在位企业的加权 TFP，但是一旦国有企业民营化，经营效率又得到了相当的重视，只有不断提高生产率才能获得超额利润进而继续生存下去。同时高效率的民营企业为了克服行政垄断也会有国有化的倾向（张雨潇和方明月，2016）。在质优效率高的民营企业进行国有化，和相对民营企业效率较低的国有企业民营化的双重趋势下，表现在全样本上，部分国有企业民营化的生产率将会提升导致在位企业对于总量 TFP 的贡献为持续的正值（如表 4 所示）。国有企业组与民营企业组之间的企业“流动”最终表现在全样本总量 TFP 的上行趋势。

六、主要结论

数量经济的研究正如逆水行舟，不进则退。对于成本函数研究而言，亦只有在该方法论领域不断注入新鲜血液，不断改进前人的研究方法，才能让其持续焕发蓬勃的生机。然而，自超越对数成本函数计量模型被《数量经济技术经济研究》《统计研究》引入国内后，成本函数领域并没有出现技术革新，导致相关实证研究的方法论相对单一。而忽略全要素生产率的影响更是极大地制约了成本函数方法的发展及其应用。为此，本文将生产函数估计领域的半参数 OP 法引入到成本函数估计当中，从理论和实证应用两方面对成本函数计量模型进行一定程度的拓展。为评估 OP 法的估计效果，本文同时使用 OLS、固定效应回归、SFA 方法作为对照组，从而比较了新旧成本函数回归模型的差异，得出这种新的考虑 TFP 项的成本函数估计法的比较优势。

本文的研究结果得到了理论和现实两方面的结论支持。在理论方面，回归结果表明，对照组的估计方法由于在前提假定上没有考虑生产率波动导致的同步性问题和样本选择性偏差，导致要素价格弹性系数的估计结果有所偏差，全要素生产率的测算也随之偏差。资本价格的弹性系数作为解释变量具有重要的经济含义，对于微观企业投入的成本效率研究，抑或是全要素生产率的测算研究都会产生显著的影响。如果这个变量系数的估计出现偏差，那么将会导致往后一系列的实证研究得出有偏的结果。而以 OP 法估计成本函数能有效控制这两

个问题,使得估计结果更为稳健,应用性强且能够用于 TFP 异质性领域的研究当中,一定程度上拓宽了成本函数方法论的应用前沿,值得在全要素生产率相关研究领域推广。

在现实意义方面,根据以 1999~2007 年的重化工业企业数据为样本,结合动态 OP 分解法的研究结果,本文发现:样本期内企业总量生产率处于提升状态,这与当前大部分同时期内企业效率的相关研究结论一致;但国有企业的增长动力主要是由进入企业贡献的,企业的退出行为并不能改善国有企业的总量生产率;而民营企业的增长动力主要由进入企业和低效率的企业退出贡献的,表明民营企业中市场规律占主要因素,优胜劣汰的法则得到很好的体现,而民营在位企业的生产率在国有企业民营化、融资规模等约束下呈现滑坡的状态。因此,我国国有企业在重化工业中并不具备效率上的比较优势,因此引导“僵尸企业”等退出市场或者兼并重组,对于盘活国计民生领域内的国有资产仍然具有重要意义。

参 考 文 献

- [1] Akerberg D. A. , Caves K. , Frazer G. , 2015, *Identification Properties of Recent Production Function Estimators* [J], *Econometrica*, 83 (6), 2411~2451.
- [2] Amiti M. , Konings J. , 2007, *Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia* [J], *American Economic Review*, 97 (5), 1611~1638.
- [3] Baily M. N. , Hulten C. , Campbell D. , Bresnahan T. , Caves R. E. , 1992, *Productivity Dynamics in Manufacturing Plants* [J], *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 4, 187~267.
- [4] Baumol W. J. , Panzar J. C. , Willig R. D. , 1982, *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure* [M], New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- [5] Caves D. W. , Christensen L. R. , Tretheway M. W. , 1980, *Flexible Cost Functions for Multi-product Firms* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 62 (3), 477~481.
- [6] Christensen L. R. , Jorgenson D. W. , Lau L. J. , 1973, *Transcendental Logarithmic Production Frontiers* [J], *Review of Economics and Statistics*, 55 (1), 28~45.
- [7] De Loecker J. , 2007, *Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia* [J], *Journal of International Economics*, 73 (1), 69~98.
- [8] De Loecker J. , Warzynski F. , 2012, *Markups and Firm-Level Export Status* [J], *American Economic Review*, 102 (6), 2437~2471.
- [9] Fuss M. , McFadden D. , 1978, *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Application* [M], Amsterdam: North-Holland.
- [10] Griliches Z. , Regev H. , 1995, *Firm Productivity in Israeli Industry: 1979~1988* [J], *Journal of Econometrics*, 65 (1), 175~203.
- [11] Levinsohn J. , Petrin A. , 2003, *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables* [J], *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317~341.
- [12] Marschak J. , Andrews W. H. , 1945, *Random Simultaneous Equations and the Theory of Production* [J], *Econometrica*, 13 (1), 91.
- [13] Melitz M. J. , Polanec C. , 2015, *Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit* [J], *RAND Journal of Economics*, 46 (2), 362~375.
- [14] Olley S. , Pakes A. , 1996, *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry* [J], *Econometrica*, 64 (6), 1263~1297.
- [15] Pakes A. , 1994, *Dynamic Structural Models, Problems and Prospects* [M], Cambridge University Press.
- [16] Pavcnik N. , 2002, *Trade Liberalization Exit and Productivity Improvements: Evidence from*

Chilean Plants [J], Review of Economic Studies, 69 (1), 245~276.

[17] Petrin A., Levinsohn J., 2012, *Measuring Aggregate Productivity Growth Using Plant Level Data* [J], RAND Journal of Economics, 43 (4), 705~725.

[18] Pulley L. B., Braunstein Y. M., 1992, *A Composite Cost Function for Multiproduct Firms with an Application to Economies of Scope in Banking* [J], Review of Economics and Statistics, 74 (2), 221~230.

[19] Topalova P., Khandelwal A., 2004, *Trade Liberalization and Firm Productivity: the Case of India* [J], Review of Economics and Statistics, 93 (3), 995~1009.

[20] Wooldridge J. M., 2009, *On Estimating Firm-Level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables* [J], Economics Letters, 104 (3), 112~114.

[21] Yasar M., Raciborski R., Poi B., 2008, *Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method* [J], Stata Journal, 8 (2), 221~231.

[22] 陈林、汤秀梅、刘小玄：《全要素生产率会影响成本函数估计吗》[J]，《统计研究》2015年第11期。

[23] 陈雯、李强：《我国工业企业进退出与TFP变动的动态分解》[J]，《厦门大学学报（哲学社会科学版）》2013年第5期。

[24] 范建双、李忠富：《中国大型承包商规模经济和范围经济的实证研究》[J]，《数量经济技术经济研究》2009年第2期。

[25] 樊茂清、郑海涛、孙琳琳、任若恩：《能源价格、技术变化和信息化投资对部门能源强度的影响》[J]，《世界经济》2012年第5期。

[26] 国涓、郭崇慧、凌煜：《中国工业部门能源反弹效应研究》[J]，《数量经济技术经济研究》2010年第11期。

[27] 李坤望、蒋为：《市场进入与经济增长——以中国制造业为例的实证分析》[J]，《经济研究》2015年第5期。

[28] 刘小玄、周晓艳：《金融资源与实体经济之间配置关系的检验——兼论经济结构失衡的原因》[J]，《金融研究》2011年第2期。

[29] 郝枫：《超越对数函数要素替代弹性公式修正与估计方法比较》[J]，《数量经济技术经济研究》，2015年第4期。

[30] 鲁成军、周端明：《中国工业部门的能源替代研究——基于对ALLEN替代弹性模型的修正》[J]，《数量经济技术经济研究》2008年第5期。

[31] 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年第2期。

[32] 罗楚亮、倪青山：《资本深化与劳动收入比重——基于工业企业数据的经验研究》[J]，《经济动态》2015年第8期。

[33] 聂辉华、贾瑞雪：《中国制造业企业生产率与资源误置》[J]，《世界经济》2011年第7期。

[34] 任曙明、孙飞：《需求规模、异质性研发与生产率——基于ACF法的实证研究》[J]，《财经研究》2014年第8期。

[35] 王班班、齐绍洲：《有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度》[J]，《经济研究》2014年第2期。

[36] 王克强、武英涛、刘红梅：《中国能源开采业全要素生产率的测度框架与实证研究》[J]，《经济研究》2013年第6期。

[37] 吴明华、攸频：《趋势成分引起的虚假回归问题解决办法研究》[J]，《数量经济技术经济研究》2016年第12期。

[38] 严冰、张相文：《贸易自由化与中国工业行业生产率演进——基于动态OP方法的分析》[J]，《中南财经政法大学学报》2015年第2期。

[39] 杨汝岱：《中国制造业企业全要素生产率研究》[J]，《经济研究》2015年第2期。

[40] 余森杰：《中国的贸易自由化与制造业企业生产率》[J]，《经济研究》2010年第12期。

[41] 章玉、黄承锋、许茂增：《特许经营制度下公共交通行业的财政补贴效应——基于超越对数成本函数模型的实证》[J]，《产经评论》2016年第3期。

[42] 张雨潇、方明月：《民营企业为什么要戴上“红帽子”——基于行政壁垒的一个解释》[J]，《经济学动态》2016年第2期。

[43] 张志强：《微观企业全要素生产率测度方法的比较与应用》[J]，《数量经济技术经济研究》2015年第12期。

[44] 周世民、盛月、陈勇兵：《生产补贴、出口激励与资源错置：微观证据》[J]，《世界经济》2014年第12期。

[45] 朱克朋、刘小玄：《国有企业效率与退出选择——基于部分竞争性行业的经验研究》[J]，《经济评论》2012年第3期。

A New Method of Estimating the Cost Function by Considering Total Factor Productivity

Chen Lin Zhu Peihua

(Industrial Economy Institute, Jinan University)

Research Objectives: Exploring the impact of heterogeneity of total factor productivity on the estimation of cost function model. **Research Methods:** This article briefly reviews these ordinary-used technologies of cost function and the improvement path of the semi-parametric method of production function. The OP method in production function is introduced into cost function, which establishes a new framework for cost function in view of semi-parametric method. **Research Findings:** OP method can solve the simultaneity and selection bias on estimating cost function when comparing with OLS, FE and SFA method. Furthermore, this method can be used to measure and decompose the productivity. **Research Innovations:** Reforming the estimation of cost function to control the heterogeneity of total factor productivity and the simultaneity. **Research Value:** The method is beneficial to be introduced to the economic statistics, model estimation, and policy effect assessment and improved applicably.

Key Words: Cost Function; Total Factor Productivity; Semi-Parametric Method; TFP Decomposition

JEL Classification: C14; C81

(责任编辑：王喜峰)