

中国工业企业全要素 生产率估计：1999—2007

鲁晓东 连玉君*

摘要 当前对于全要素生产率的测算正逐步由宏观层面转向微观企业层面,两者具有完全不同的理论机理。针对企业TFP估计中出现的同时性偏差和样本选择性偏差,一系列的最新修正方案被提出,并形成了很多前沿的估计方法。本文对这些新方法的逻辑进行了梳理,旨在廓清当前实际应用中存在的一些误区。利用1999—2007年中国工业企业数据,本文进一步应用最小二乘法、固定效应方法、OP法和LP法等参数和半参数方法核算了我国主要工业企业的TFP,在横向对比之后,发现半参数方法能够较好地解决传统计量方法中的内生性和样本选择问题。

关键词 全要素生产率,异质企业,半参数,生产函数,GMM

一、引言

对生产率的测算是很多实证研究的基础,它通常被解释为总产出中不能由要素投入所解释的“剩余”。这个剩余一般被称为全要素生产率(TFP),它反映了生产率作为一个经济概念的本质(Massimo *et al.*, 2008)。首先TFP反映了生产过程中各种投入要素的单位平均产出水平,也就是投入转化为最终产出的总体效率。虽然TFP在很多研究中被用来表示技术水平,但是这并非是一个准确的描述,TFP除了与技术进步有关之外,还反映了物质生产的知识水平、管理技能、制度环境以及计算误差等因素,因此将其统称为生产率水平更为恰当。

经典的对全要素生产率的测算是从估计生产函数开始的。基于生产函数估计方法的差异,对全要素生产率的估计也存在多种方法。Massimo *et al.* (2008)提出了几个划分TFP的维度,通过这些方法,我们可以得到TFP的

* 中山大学岭南学院。通信作者及地址:鲁晓东,广州市海珠区新港西路135号中山大学岭南学院,510275;电话:(020)84112703;E-mail: nkxiaodong@126.com。本文受到国家自然科学基金青年项目(批准号:71003107、71002056)、教育部人文社会科学研究项目(批准号:09YJC790268、09YJC90269)、中央高校基本科研业务费专项资金以及中山大学经济研究所基地建设经费的资助,特此致谢。

水平值或者增长率。各种计量方法可以笼统地划分为前沿和非前沿方法,如表 1 所示。

表 1 全要素生产率估计方法分类

	确定性方法	计量方法	
		参数法	半参数法
前沿分析	DEA(数据包络分析)	随机前沿分析	—
	FDH(方法)	(宏观-微观)	
非前沿分析	增长核算法	增长率回归法	代理变量法
	(宏观)	(宏观)	(微观)

资料来源:Massimo *et al.*, 2008, Figure 1。

表 1 中一个值得注意的区分维度是宏观方法和微观方法,前者关注总量(国家/地区/产业)生产率,而后者则是针对企业的考量。同生产要素不同,宏观的生产率水平并不能简单地理解为微观生产率的线性加总。¹因此,在审视这些方法的时候,必须注意到哪些方法是适用于宏观研究的,哪些是适用于微观研究的,或者两者兼具。虽然有些方法同时适用于宏观和微观研究,但是是一个需要强调的问题是,两种方法背后的经济理念是迥异的。早期对全要素生产率的测度主要是针对国家或者产业等宏观层面展开的,可以统称为总量方法,总量方法主要关注全要素生产率在经济增长中的作用,其重要目的在于揭示当前经济表现的国别差异,此类研究肇始于索洛的增长理论。微观估计方法更多的是从企业的生产决策本身入手,与宏观问题不同的是,企业的技术水平在某种程度上是可以事前认知的,企业根据已知的技术水平再选择合适的要素投入水平。这就使得很多适用于宏观生产率研究的方法,如增长核算法、参数回归等方法并不适用于微观企业生产率研究。因此,在估计中国的工业企业生产率之前,对研究方法进行梳理是必要的,以防止在估计过程中发生误用。²

从行业角度来看,中国的经济增长中工业增长尤为显著,从 1992 年到 2007 年,中国的工业年均增长速度达到了 12.6%。因此,中国工业的增长在多大程度上由劳动力的增长和高投资率所推动,多大程度上由各种生产要素的生产率所推动已成为研究中国工业绩效的一个核心问题(谢千里等, 2008)。目前对于中国的全要素生产率的估算主要是围绕宏观层面展开的。第一类是从经济增长角度出发,研究中国的总体 TFP 状况及其变迁(舒元, 1993; 王小鲁, 2000; 张军, 2002; 郭庆旺和贾俊雪, 2005; 等等);另外,考虑到能源、环境问题在经济增长中的作用日渐突出,胡鞍钢等(2008),王

¹ 对于资本和劳动等生产要素而言,宏观数据其实是微观数据的加总,例如,一国的劳动力总量是地区或者行业的汇总,而地区或行业的劳动力又是属于该地区或行业的企业从业人员的加总。

² 在现有的估计中国 TFP 的文献中,就存在这些方法的误用。例如,刘舜佳和王耀中(2010)就将半参数方法——Levinsohn-Petrin 法(后文有详述)用于估计中国的 36 个工业部门的生产率水平。其实,因为部门生产率并非企业生产率的水平加总,在行业层面上不存在生产决策问题,因此这种旨在解决模型内生性的半参数方法并不适用于总量数据。

兵和颜鹏飞(2007)将环境因素引入DEA模型,对已有的全要素生产率研究进行了修正。第二类总量研究是针对特定的区域,如彭国华(2007)研究了人力资本构成与地区全要素生产率的关系。李培(2007)利用DEA对中国城市的效率与差异进行研究。第三类总量研究主要在产业层面展开,利用产业数据测算中国各个产业的TFP变化情况。如涂正革和肖耿(2005)运用增长核算法研究了中国1995—2002年37个两位数工业行业的全要素生产率的增长趋势。Selin Ozyurt(2009)利用修正的Cobb-Douglas模型和加总的年度数据对1952—2005年中国工业企业的生产率表现进行了估算。

相对而言,针对企业TFP的文献较少。谢千里等(2008)利用1998—2005年中国规模以上工业企业统计数据,利用参数方法计算了中国的企业层TFP。张杰等(2008)利用江苏省本土制造业企业微观数据,利用生产函数法对企业TFP进行了测算。张杰等(2009)使用1999—2003年间的全部国有和规模以上非国有企业的工业统计数据,运用非参数OP法估计了企业TFP水平值,另外,Yu(2010)也使用类似的数据和方法进行了估计,但是由于二者研究的主题在于企业生产率与出口的关系,因此并未报告相关的TFP测算结果。

通过对文献的梳理,我们发现,随着企业统计数据可获得性的增强,中国的全要素生产率研究总体趋势正在由宏观走向微观。但是目前没有系统的使用半参数以及矩方法的研究,更缺少运用多种估计方法的横向比较研究。基于此,本文针对传统生产函数法在估计企业层TFP上的种种缺陷,提出多种修正方案,并利用中国1999—2007年的全部国有和规模以上非国有企业的工业企业统计数据估算了其全要素生产率。

在此引言之后,本文首先针对企业层全要素生产率的传统估计方法存在的弊端,从多个角度提出修正的思路,由此形成了基于固定效应、半参数和广义矩等方法的TFP估计方法;第三部分对本文使用的中国工业企业统计数据描述性分析,然后利用本文所提出的方法分别估计了TFP水平值,并对估计结果做横向比较;接下来分别在产业层面和地区层面对TFP进行加总分析,最后是本文的结论。

二、企业层全要素生产率估计方法

对于全要素生产率估计通常是从拟合生产函数开始的,因为在总量层面上,总产出总是无法全部被要素投入解释,即存在生产函数的“剩余”。因此,在传统意义上,全要素生产率被理解为扣除要素贡献后的“剩余”生产率水平,或者是由于技术进步以及制度改良等非生产性投入对于产出增长的贡献。尽管全要素生产率是一个微观的企业概念,但是早期囿于数据的局限,全要素生产率通常基于宏观数据进行估计,例如固定资产投资总量、就业人

口等宏观要素投入等。近年来,由于企业层统计数据的出现使得在微观层面估计全要素生产率成为可能。

在估计全要素生产率之前,通常要对生产函数的形式进行设定。在实际应用中,Cobb-Douglas 生产函数(C-D 生产函数)成为最为常用的函数形式,还有部分文献采用更为灵活的超越对数生产函数(Trans-log),相对于C-D 生产函数,超越对数生产函数放松了常替代弹性的假设,并且在形式上更具灵活性,往往能更好地避免由函数形式误设所带来的估计偏差(王争等,2006)。尽管后者在理论上具有诸多优点,但是在实际估计过程中却不能提供比C-D 生产函数更多的信息,而C-D 生产函数由于其结构简约易用,而且对于规模经济的测度直观且符合常理而更受青睐。C-D 生产函数通常采用以下形式:

$$Y_u = A_u L_u^\alpha K_u^\beta, \quad (1)$$

Y_u 表示产出, L_u 和 K_u 分别表示劳动和资本的投入。 A_u 即是通常所说的全要素生产率(TFP),它能够同时提高各种要素的边际产出水平。通过对(1)式取对数可以将其转化为如下线性形式:

$$y_u = \alpha l_u + \beta k_u + u_u, \quad (2)$$

其中 y_u 、 l_u 和 k_u 分别表示 Y_u 、 L_u 和 K_u 的对数形式。(2)式的残差项包含了企业全要素生产率(A_u)对数形式的信息。通常可以对(2)式进行估计从而获得对全要素生产率的估计值。

但是,当把以上简单线性估计方法用于企业TFP估计时,将会产生不可避免的计量技术问题,即同时性偏差(simultaneity bias)和样本选择性偏差(selectivity and attrition bias)。其中最为突出就是生产决策的同时性(simultaneity)问题。在实际生产过程中,企业的效率有一部分在当期是可以被观测到的,依据最大化生产原则,企业决策者根据这些信息即时调整生产要素的投入组合。在这种情况下,如果误差项代表TFP的话,那么其中一部分(被观测部分)会影响到要素投入的选择,即残差项和回归项是相关的,这就会使得OLS的估计结果产生偏误。³这一长期困扰经典生产函数的问题早在1944年就已经被Marschak and Andrews(1944)提出来。为了解决这一问题,可以将(2)式的残差项做以下形式的分拆:

$$y_u = \alpha l_u + \beta k_u + \varpi_u + e_u, \quad (3)$$

其中 ϖ_u 是残差项的一部分,可以被企业观测到并影响当期要素选择。 e_u 是真正的残差项,包含不可观测的技术冲击和测量误差。以上问题可以通过多种方法进行克服,从而也就产生了对全要素生产率的多种估计方法。

³ 在这种情况下,劳动力的弹性系数将会被高估,而资本投入的弹性系数则是低估的,因为相对于资本投入,厂商更容易在短期内根据对生产率的判断来调整劳动力投入,所以它们与生产率的相关性更高。

在估计生产函数过程中容易产生的另一个问题是样本选择性偏差。它主要是由于生产率冲击和企业退出市场的概率存在相关关系造成的。一般来说，如果一个企业的资本存量较大，那么在面对低效率冲击时，其留在该市场的概率要远远高于那些具有较低资本存量的企业，因为这种规模较大的企业往往对未来的收益抱有更高的预期，从而不会轻易退出目前的市场。这就使得在面对低效率冲击时退出市场的概率和企业资本存量存在负相关关系，从而使得资本项的估计系数容易出现低估偏误。针对以上可能出现的问题，研究者提出了不同的改进方法。

（一）针对同时性偏差的修正方法

1. 固定效应估计技术

如果有充足的理由相信影响企业决策的那部分可观测的 TFP 是因企业而异的，而且是跨时不变的，那么在面板数据条件下，一个相对简单的方法是使用个体固定效应回归方法估计。该方法是在（2）式的基础上引入企业个体虚拟变量，从而解决由于 ω_i 存在所带来的内生性问题，进而获得对生产函数的一致无偏估计。

但是以上方法也存在一些难以克服的缺点：首先，对样本数据类型有要求，只有面板型数据才能使用个体固定效应方法进行最小二乘估计；其次，数据中大量的信息将会被弃之不用。个体固定效应模型的估计只考虑跨个体的变化，在估计值中无法体现出时间变化所带来的信息，等于抹去了 ω_i 的下标 t ，这就使得被估参数难以得到最大限度的识别；最后，对 ω_i 跨时不变的假定太过苛刻，难以在企业实际操作层面找到令人信服的论据支持。

2. Olley-Pakes 法（简称 OP 法）

鉴于固定效应方法存在以上自身难以克服的问题，Olley and Pakes (1996) 发展了基于一致半参数估计值方法（consistent semi-parametric estimator）。该方法假定企业根据当前企业生产率状况，据此做出投资决策，因此用企业的当期投资作为不可观测生产率冲击的代理变量，从而解决了同时性偏差问题。该方法主要由两个步骤构成：

首先需要建立企业当前资本存量和投资额之间的关系，Olley and Pakes 构建了下式：

$$K_{i,t+1} = (1 - \delta)K_{i,t} + I_{i,t}, \quad (4)$$

其中 K 是企业的资本存量， I 代表当期投资。该式表明企业的当前资本价值与投资是正交的。⁴另外，该过程假定，如果对于 ω 的未来抱有较高的预期，

⁴ 如果使用永续盘存法(perpetual inventories method, PIM)，用企业的投资额来构建当前资本存量。后者包含了投资额的历史数据，在这种情况下必须满足正交性前提。

那么企业倾向于提高当期的投资,也就是说,当期 ϖ 越高,那么当期的投资额也会越高。基于此,构建一个最优投资函数如下:

$$i_u = i_t(\varpi, k_u). \quad (5)$$

求该最优投资函数的反函数,假定 $h(\cdot) = i^{-1}(\cdot)$, ϖ 可以写作

$$\varpi_u = h_t(i_u, k_u). \quad (6)$$

因此,将(6)式代入生产函数估计方程,得

$$y_u = \beta \cdot l_u + \gamma \cdot k_u + h_t(i_u, k_u) + e_u. \quad (7)$$

(7)式右边前一项代表劳动的贡献,后一项表示资本的贡献。将后一项定义为

$$\phi_u = \gamma \cdot k_u + h_t(i_u, k_u). \quad (8)$$

ϕ_u 可以由一个包含投资额和资本存量对数值的多项式来表示,定义其估计值为 $\bar{\phi}_u$ 。因此,通过第一步可以估计以下方程:

$$y_u = \beta \cdot l_u + \phi_u + e_u. \quad (9)$$

通过对(9)式的估计,可以获得劳动项的一致无偏估计系数。接下来,使用已估计的系数来拟合由投资额和资本存量构成的多项式 $\bar{\phi}_u$ 的值。

在获得了劳动项的估计系数之后,第二步的重点在于估计资本项的系数。首先定义 $V_u = y_u - \hat{\beta} \cdot l_u$, 然后估计以下方程:

$$V_u = \gamma \cdot k_u + g(\phi_{t-1} - \gamma k_{u-1}) + \mu_u + e_u, \quad (10)$$

其中 $g(\cdot)$ 是一个包含 ϕ 和资本存量滞后期的函数。与第一步的思路相同,该函数可以由 ϕ_{t-1} 和 k_{t-1} 的高阶多项式估计。但是在实际的估计过程中,第二步估计要比第一步复杂得多,因为该式中同时含有资本存量 k 的当期和滞后期,如果忽视这一点将会获得无效的估计量。也就是说,要想获得有效估计值,必须保证资本存量的被估系数始终保持一致,无论是其当期还是滞后期,这就需要用非线性最小二乘法来完成。

一旦(10)式被估计完成,那么生产函数中所有系数都会被成功估计。利用这一结果,我们可以拟合方程(1)来获得残差的对数值,这也就是全要素生产率的对数值。

3. Levinsohn-Petrin 方法 (简称 LP 法)

在满足一系列假定的条件下,Olley-Pakes 方法可以提供对企业层生产函数的一致估计值。其中一个假定是要求代理变量(投资)与总产出始终保持单调关系。这就意味着那些投资额为零的样本并不能被估计。事实上,由于并非每一个企业每一年都有正的投资,从而使得很多企业样本在估计过程中被丢弃掉了。Levinsohn and Petrin (2003) 针对这一问题发展了一种新的全

要素生产率估计方法。该方法并不是使用投资额作为代理变量，而是代之以中间品投入指标，从数据的角度出发，中间品投入更易获得。除此之外，Levinsohn and Petrin (2003) 还提供了几种检验代理变量合意度的方法，通过这些方法可以大大扩展代理变量的遴选范围。⁵ LP 方法使得研究者可以根据可获得数据的特点灵活选择代理变量⁶。

4. GMM 法

Levinsohn-Petrin 方法与 Olley-Pakes 方法都属于半参数的估计方法，除此之外还存在一些其他方法可以为生产函数提供一致估计，例如由 Blundell and Bond (1998) 提出的一种广义矩方法。该方法旨在解决模型存在的内生性问题。上文提到的同时性偏差问题可以通过 Blundell and Bond (1998) 方法克服。该方法的基本理念是通过加入工具变量来解决模型中的内生性问题。对于生产函数的估计而言，一个自然的工具变量就是被解释变量的滞后值。因为它在 $t-1$ 期确定的，因此不会与当期的技术冲击有关。

但是，该方法也存在两个显而易见的缺点。首先， ω 可能包括的冲击不仅与当期因素有关，而且也包括一些长期因素，例如，存在以下固定效应：

$$\omega_u = \omega_i + v_u. \quad (11)$$

处理固定效应最简单直接的方法之一就是对上式采取一阶差分，得

$$\Delta y_u = \alpha_L \Delta l_u + \alpha_M \Delta m_u + \alpha_K \Delta k_u + \Delta v_u. \quad (12)$$

在此假定下，两期滞后项将是合适的工具变量。但是，固定效应 ω_i 并不是造成 t 期的技术冲击与 $t-1$ 的要素投入相关的唯一原因， v_u 的序列相关也有可能引起这种后果。比如说一个企业所遭受的短期技术冲击影响超过一期： $v_u = \rho v_{u-1} + \eta_u$ 。因此有

$$y_{u-1} - \beta l_{u-1} - \gamma k_{u-1} - \omega_i = v_{u-1}. \quad (13)$$

生产函数可以写作

$$y_u = \omega_i (1 - \rho) + \rho y_{u-1} + \beta l_u + \gamma k_u - \rho \beta l_{u-1} - \rho \gamma k_{u-1} + \eta_u. \quad (14)$$

接下来，通过差分消除模型中的固定效应，得

$$\Delta y_u = \rho \Delta y_{u-1} - \beta \Delta l_u + \gamma \Delta k_u - \rho \beta \Delta l_{u-1} + \rho \gamma \Delta k_{u-1} + \Delta \eta_u. \quad (15)$$

为了识别 ρ 可以使用 y_{u-2} 作为工具变量。

其次，GMM 估计需要样本具有足够长的时间跨度，因此 GMM 方法需

⁵ Levinsohn-Petrin 方法比 Olley-Pakes 方法在操作上要复杂得多，但是在 Stata 环境下，借助扩展命令 `levpet`，可以大大提高估计的效率，关于该命令的使用方法可以参见 Levinsohn and Petrin (2003)。

⁶ 关于代理变量的选择原则请参见 Levinsohn and Petrin (2003)。

要对样本进行大量的差分和滞后值处理,以创建合意的工具变量。从而使得该方法的应用受到了很大的限制。

(二) 针对样本选择偏差的修正方法

在实际的估计样本中,经常会碰到在某些年份、某些样本值缺失的情况,如果该值的缺失是由于非随机(non-random)因素(例如企业由于经济不善而退出市场)造成的,那么对这个样本的估计就是有偏的。针对这一问题,可以考虑使用平衡样本来估计,但是这又会造成新的问题:由于企业规模大,资本存量高的企业往往具有更高的危机应对能力,因此在面对生产效率的冲击时更容易留在市场,而退出市场的更有可能是那些资本存量相对小的企业,这就使得模型的残差项和资本项出现负相关关系,造成估计结果的有偏性。

其实,在 Olley and Pakes (1996) 中已经考虑到了这一问题,并提出了相应的解决方案。在通过构造一个包含投资额和资本存量对数值的多项式 ϕ_u 来获得劳动投入的一致无偏估计之后,使用一个生存概率(survival probability)来估计企业的进入和退出,从而控制样本选择的偏误。一个企业的最优化决策可以通过下面的 Bellman 方程来刻画:

$$V_u(K_u, a_u, \omega_u) = \text{Max} \{ \Phi, \text{Sup}_{I_u \geq 0} \Pi_u(K_u, a_u, \omega_u) - C(I_u) + \rho E[V_{t,t+1}(K_{t,t+1}, a_{t,t+1}, \omega_{t,t+1}) | J_u] \}, \quad (16)$$

其中, $\pi_u(\cdot)$ 表示企业的利润函数, $C(\cdot)$ 表示当前的投资成本, ρ 是折现因子, $E[\cdot | J_u]$ 表示 t 时期的信息集合 J_u 对未来的预期因子。Bellman 方程表明当企业的清算价值 Φ 超过其预期的折现回报时,企业将退出市场。因此存在着以下的退出函数:

$$\chi_u = \begin{cases} 1, & \text{如果 } \omega_u \geq \underline{\omega}_u(K_u, a_u) \\ 0, & \text{其他} \end{cases}. \quad (17)$$

这里, χ 表示生存状态,当它为 1 时表示继续经营,为 0 时表示退出市场。企业的退出决策依赖于一个技术临界值 $\underline{\omega}$, 如果实际生产率高于这个临界值,则企业继续经营,否则将会退出该行业,因此我们可以使用下面的 Probit 模型来刻画上述决策机制:

$$\begin{aligned} \text{Pr}(\chi_u = 1 | J_{t,t-1}) &= \text{Pr}(\chi_{t,t} = 1 | \omega_{t-1}, \hat{\omega}_{t,t}(k_{t,t-1})) \\ &= \varphi(i_{t,t-1}, k_{t,t-1}). \end{aligned} \quad (18)$$

在第二步回归中,可以将上述的 Probit 拟合值代入方程 (10), 得:

$$V_u = \gamma \cdot k_u + g(\phi_{t-1} - \gamma k_{u-1}, \hat{P}_{t-1}) + \mu_u + e_u. \quad (19)$$

在这个扩展方程中, $g(\cdot)$ 可以通过一个包括 ϕ_{t-1} 、 k_{t-1} 、 $\hat{P}_{t-1}$ 的高阶多项式

表示。因此，即使在存在样本选择偏差的情况下，这种处理方式仍然可以获得对资本项的一致估计值。

三、数据描述与 TFP 估计

(一) 数据来源

本文是针对中国工业企业全要素生产率的估算，数据来源于1999—2007年中国工业企业调查数据库。该数据库由国家统计局每年对销售额在500万元以上的大中型制造型企业进行统计整理而得。截至2007年年底，该数据库共收录了中国31万多家企业，占中国工业总产值的95%左右。为了结果的可靠，我们选取了其中的制造业企业，并对数据做了如下筛选：一是去除了遗漏变量的样本，例如删除了工业总产值、工业增加值、固定资产、从业人员等数值为0的样本；二是去除了企业规模较小的样本。

对于企业层面的固定资本存量的核算，本文采用“中国工业企业调查数据库”所提供的固定资产合计指标作为基础，因为按照会计记账原则，该指标包括了固定资产原值、工程物资、在建工程、固定资产清理、待处理固定资产净损失等项目，因而相对较为准确地刻画了企业的资本状况；由于“中国工业企业调查数据库”中没有固定资产投资这一指标，本文参照了宏观的资本存量的核算方法，根据(4)式的变形 $I_t = K_t - K_{t-1} + D_t$ 进行估算，其中 K 表示固定资产总值， D 为固定资产折旧。

另外，为了客观反映资本和劳动对于经济增长的贡献，样本中的所有名义变量都是以1999年为基期的实际值，其中工业增加值使用企业所在地区工业品出厂价格指数平减，实际资本（固定资本存量）使用固定资产投资价格指数平减，平减指数均取自“中经网统计数据库”。经过以上处理，本文所使用的主要变量的统计特征如表2所示。

表2 主要变量的统计描述

变量	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
总产出	lnY	73 921	12.52	1.27	2.36	19.01
增加值	lnY_add	73 226	11.18	1.30	2.27	17.29
中间投入	lnM	73 921	12.22	1.30	0.03	18.93
资本	lnK	73 921	10.56	1.03	3.89	18.05
劳动力	lnL	73 921	7.72	1.18	0.59	12.15
投资	lnI	32 547	9.09	2.32	0.19	16.84
企业年龄	age	73 921	18.21	13.86	1.00	59.00

(二) 估计方法及其说明

我们利用上述固定效应法、OP 法和 LP 法具体估算我国工业企业 1999—2007 年的全要素生产率增长率。作为以上估计方法的参照,我们同时用最小二乘法对模型做出了估计。

在 OLS 和固定效应估计中,本文使用的基本模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \sum_m \delta_m \text{year}_m + \sum_n \lambda_n \text{reg}_n + \sum_k \zeta_k \text{ind}_k + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中, Y_{it} 表示企业 i 在 t 年的工业增加值, K 和 L 分别为企业固定资产和从业人员规模, year 、 reg 和 ind 分别是代表企业年份、地区和行业的虚拟变量。 ε 表示在生产函数中无法体现的随机干扰以及测量误差等因素。按照 TFP 的定义可知: $\ln \text{TFP}_{it} = \beta_0 + \varepsilon_{it}$, 由此可以得到 TFP 的绝对水平值:

$$\text{TFP}_{it} = \ln Y_{it} - \beta_k \ln K_{it} - \beta_l \ln L_{it} \quad (21)$$

有两点值得说明的是: (1) 在实际的 TFP 估计过程中,我们控制了行业、年份以及地区因素。(2) Y_{it} 代表工业增加值而非总产出,之所以这样做主要出于以下两点考虑:首先,增加值并不包含中间投入,主要反映了企业的最终生产能力,因此在概念上更为贴合;其次,中国企业的总产值与中间投入之间高度相关,在本文的研究样本中,二者的相关系数高达 0.8675,而在一组本文未报告的估计中,中间投入的产出弹性达到了 0.812,大大压缩了资本和劳动的投入弹性值。

按照 Olley and Pakes (1996) 的基本思路,同时借鉴 Loecker (2007) 将企业出口行为决策引入到 OP 框架的具体做法,我们估计了以下模型:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_a \text{age}_{it} + \beta_s \text{state}_{it} + \beta_x \text{EX}_{it} + \sum_m \delta_m \text{year}_m + \sum_n \lambda_n \text{reg}_n + \sum_k \zeta_k \text{ind}_k + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中, i 代表企业, j 代表行业, age 表示企业的年龄, state 表示企业是否为国有企业, EX 是表示企业是否参与出口活动的虚拟变量,其他变量的含义同上。为了解决最小二乘估计过程中存在的同时性偏差和样本选择偏差,我们采用 Olley-Pakes 的半参数三步估计法。其中,状态变量 (state) 为 $\ln K$ 和 age ; 控制变量 (cvars) 为 state 和 EX ; 代理变量 (proxy) 为企业的投资 ($\ln I$); 其他变量如 year 、 reg 以及 ind 均为自由变量 (free); 而退出变量 (exit) 为 exit , 该变量根据企业的生存经营情况生成。

根据表 2, 本文所选用的样本中仅有 44% 的企业有对应的投资数据, 从而造成了大量样本的丢弃, 因此, 我们按照 LP 法的设计, 将中间投入代替投

资作为可观测生产率的代理变量使用，另外在估计过程中融入广义矩方法，用资本当期值和代理变量的一阶滞后值作为工具变量。

四、估计结果：比较与说明

（一）投入要素贡献率分析

在估计全要素生产率之前，我们先对生产函数的估计结果进行初步分析，从而确定各种投入要素对于经济增长的贡献情况。为了考察所有权特征对于经济增长的影响，我们进一步将样本区分为国有企业和非国有企业进行考察。由于我们使用工业增加值而非工业总产值作为被解释变量，因此回归项中并未包含中间投入。另外，在实际估算过程中，我们控制了产业、地区和时间等因素。四种方法的估计结果如表3所示。

表3 基于四种企业 TFP 估算方法的资本和劳动估计系数比较

	最小二乘法			FE 方法		
	全部	国有	非国有	全部	国有	非国有
lnK	0.283*** (87.14)	0.411*** (51.01)	0.249*** (72.04)	0.264*** (52.51)	0.413*** (34.05)	0.304*** (52.34)
lnL	0.512*** (86.37)	0.555*** (37.71)	0.527*** (82.99)	0.510*** (87.22)	0.504*** (34.22)	0.471*** (72.35)
N	73 921	18 849	55 072	72 925	18 849	54 079
	OP 法			LP 法		
	全部	国有	非国有	全部	国有	非国有
lnK	0.350*** (11.02)	0.384*** (7.46)	0.344*** (9.96)	0.332*** (50.00)	0.289*** (7.55)	0.324*** (15.85)
lnL	0.400*** (63.27)	0.455*** (24.59)	0.401*** (40.91)	0.116*** (27.98)	0.112*** (6.72)	0.141*** (24.25)
N	32 016	11 263	20 753	73 921	18 849	55 072

注：括号内为 t 值，*** 表示 1% 的显著水平。

与传统的最小二乘法相比，采用固定效应方法估算的资本和劳动投入弹性系数差异不大，说明该方法并未很好地克服传统 C-D 生产函数估计中存在的问题。而采用半参数 OP 法估算的 C-D 生产函数中投资投入的系数，要高于传统 C-D 生产函数方法以及采用固定效用方法所估算的资本投入要素的系数，而 OP 方法估算的 C-D 生产函数中劳动力投入要素的系数，要低于传统 C-D 生产函数方法以及固定效用方法所估算的劳动力投入要素的系数。这个结果与 Olley and Pakes (1996)、Biesebroeck (2005) 以及 Loecker (2005) 等的估计结果相一致，这表明使用 OP 方法可以较好地处理样本数据相互决定偏差 (simultaneity bias) 所引起的内生性问题和样本选择偏差所引起的偏差问题 (selection bias)。而基于 LP 方法的资本投入弹性略小于基于 OP 方法

的估计值,但劳动投入弹性却显著地降低了,这会扩大全要素生产率的绝对值。因此,以中间投入作为工具变量的 LP 方法并不显著地优于以投资额作为代理变量的 OP 法。

另一个值得注意的问题是国有企业和规模以上非国有企业的差异,所有的四种方法都显示国有企业的资本弹性值大都高于非国有企业,这说明资本投入在国有经济增长过程中发挥了相对更大的作用,而劳动投入的弹性值则差异不大。两者相加说明国有企业发展更多地依赖要素投入的增长,尤其是较高的投资率。由于本文并未区分企业从业人员的技术类别,因此从总体而言,尽管国有企业员工的平均报酬率要大大高于非国有企业,但是他们对企业发展的贡献并不显著地高于非国有企业。另外,考虑到全要素生产率是扣除要素投入后的“剩余”,从表 2 的估计结果可以看出利用 OP 方法估算出的企业全要素生产率要小于利用传统 C-D 生产函数方法所估算出的企业全要素生产率。

(二) 企业全要素生产率: 总样本

接下来,我们使用前文介绍的五种方法中的四种⁷,对中国的工业企业的全要素生产率进行了估计。由于使用的是大样本,各种方法所获得的有效估计点均在 3 万以上,为了全面展示估计值的分布特征和动态变化,本文画出了各种方法的 TFP 水平值的核密度函数图,并叠加到一幅图中进行比较分析(见图 1)。

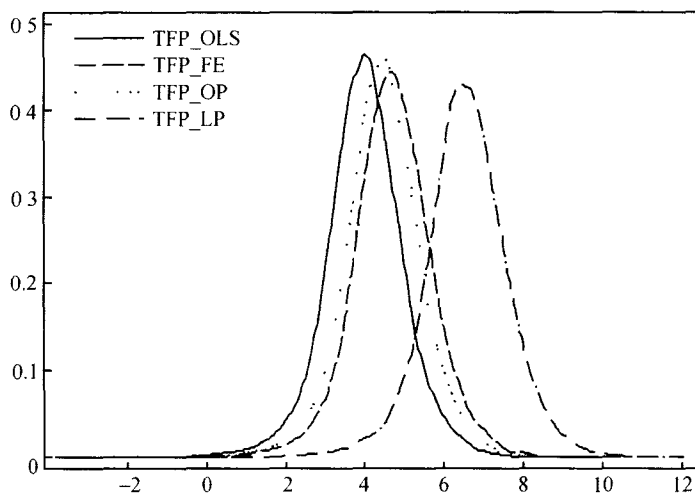


图 1 TFP 估计值的核密度函数图: 多种方法的比较

⁷ 由于 GMM 方法要用到变量的滞后值,以及进行差分操作,因此对样本的时间跨度有一定要求(competition 的那篇文章),尽管本文在实际试验中按照 GMM 法获得了估计结果,但是由于所使用的样本仅包括 7 年的数据,因此估计结果并没有很好的说服力,如读者需要估计程序和结果,可来函索要。

基于偏度—峰度检验⁸，四种方法估计出来的 TFP 水平值均在极高的置信水平上拒绝了正态性假设；TFP 的均值以 LP 方法估计的为最大，达到了 6.56，其他依次为固定效应法、OP 法和最小二乘法，如果以 OLS 方法为分析基准，那么剩余的其他的均对 TFP 的绝对值有放大效应。虽然四种方法估计的 TFP 性状相似，但是通过统计量对比，仍然可以发现一些差异：首先，四者的偏度均小于 0，即分布呈负偏态，其中以 OP 方法估计的 TFP 偏度绝对值最大，达到了 0.3309，所以该方法下有更多的值落在众数的左侧；其次，峰度最高的是基于最小二乘法的 TFP 估计值，峰度值为 5.2061，说明该分布更为陡峭。

四种方法计算的 TFP 的相关系数矩阵如表 4 所示，为了考察它们与劳动生产率和资本生产率的关系，我们在该矩阵中加入这两个值。参数方法和非参数方法之间的相关性极高，而 TFP 与单要素生产率的相关性比较低，这说明我国工业企业中非劳动和资本要素在生产过程中发挥了重要作用。

表 4 各种方法下 TFP 估计值的相关性(加入劳动生产率和资本生产率)

	TFP_OLS	TFP_FE	TFP_OP	TFP_LP	劳动生产率	资本生产率
TFP_OLS	1					
TFP_FE	0.9925	1				
TFP_OP	0.9988	0.9944	1			
TFP_LP	0.9419	0.9318	0.954	1		
劳动生产率	0.4319	0.4533	0.4301	0.3500	1	
资本生产率	0.2294	0.2062	0.2216	0.1950	0.3808	1

(三) 企业全要素生产率：跨行业比较分析

在分析了中国工业企业的整体表现之后，我们进一步从产业层面进行考察。根据以上对几种方法估计结果的对比，半参数方法获得了相对良好的估计结果，因此在下文中我们主要以 LP 方法获得的 TFP 估计结果作为分析的基础，分别在行业层面和地区层面进行加总。另外值得强调的一点是，本文的 TFP 测算是针对企业的微观的，因此即使进行各种加总所获得的 TFP 反映的是该行业（地区）所有企业的生产率平均表现水平，而非宏观意义上的行业（地区）的技术进步水平，二者在内涵上也存在根本差别。

另外，对于中国目前所处的经济发展阶段而言，生产效率的动态变化具有更为重大的意义，下文的研究重点关注 TFP 增长率。我们首先计算了每个企业从 1999—2007 年的 TFP 增长率，然后以每个企业的工业增加值为权重，

⁸ 由于本文使用的样本足够大，因此通过计算偏度和峰度来进行比较分析是可靠的。一般说来，当观测数据数目 $N > 200$ 时，反映偏态系数的偏度统计量才较可靠。当 $N > 1000$ 时，计算出的峰度统计量才较可靠。

计算了14个行业的加权TFP增长率,然后对获得的8个行业的TFP增长率进行几何平均,获得了9年内行业的平均TFP增长率,计算结果如图2所示。⁹

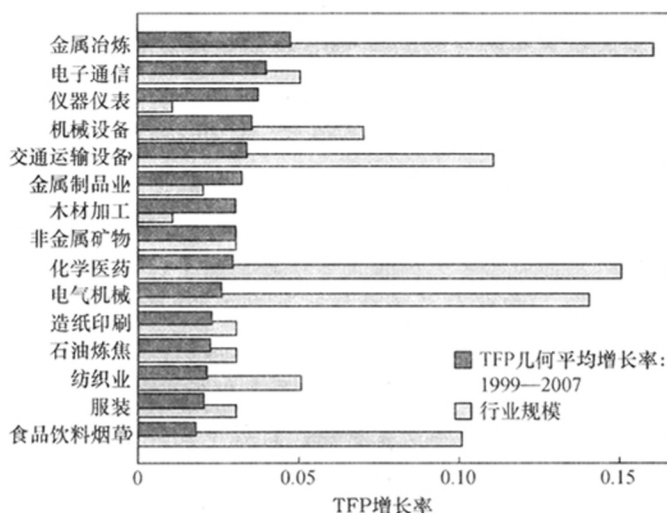


图2 1999—2007年中国工业企业TFP增长率：分行业加总

1999—2007年14个行业中生产率增长最快的是金属冶炼、电子通信、仪器仪表,它们的TFP增加值分别为4.7%、3.96%和3.67%。三个行业均属于高新技术产业¹⁰。这一方面说明高新技术产业是生产率提高最为快速集中的产业,另一方面也说明了我国的产业扶植政策在近几年收到了良好的效果。其中金属冶炼在整个行业增加值中的比重达到16%,这对于整个工业企业整体生产率的提高具有重要意义。行业的平均生产率增长较慢的大都属于一些传统行业,如食品饮料烟草、服装、纺织业等。这说明传统行业的技术革新是具有一定难度的,另外,由于这些行业大都具有劳动密集的特点,劳动力投入发挥了更为重要的作用,同时也具有较低的劳动生产率。尽管该类产业的技术水平发展较慢,但是由于吸纳了大量低技术劳动力的就业,因此对工业经济的整体稳定发展具有重要意义。

在高科技行业生产率快速增长和低技术行业生产率增长缓慢的情况下,我国的工业企业的生产率存在一个非收敛的趋势。虽然这种趋势在某种程度上符合行业发展的周期性规律,但是也反映了我国经济增长的不平衡性。因此,如何加强传统行业的现代化改造,提高其技术进步水平是未来工业发展

⁹ 为了便于比较各个行业在工业总产值中的地位,我们在图2中加入各个行业的工业增加值占工业增加总值的份额。由于该份额是使用本文处理后的样本计算的,因此可能与统计年鉴中公布的数据有一定差异。

¹⁰ 根据原国家科学技术委员会颁布的《国家高新技术产业开发区高新技术企业认定条件和办法》,我国的高新技术产业主要包括微电子科学和电子信息技术材料科学和新材料技术、光电子科学和光机电一体化技术等11大类。

政策制定的重点之一。

(三) 企业全要素生产率：跨地区比较分析

对所有的工业企业的 TFP 在产业层面进行汇总平均之后，我们继续从地区层面上进行研究。中国经济具有典型的地区发展不平衡特征，各个地区企业的技术水平及其技术进步表现存在何种差异，是本部分着力回答的问题。对于数万家企业的处理方法与上文类似，为了进一步比较，我们同时计算了 30 个省区的 TFP 平均值、1999—2007 年 TFP 平均增长率、资本生产率和劳动生产率的水平值与增长率、各省区企业增加值占总样本的比重。计算结果如表 4 所示。

表 4 1999—2007 年中国工业企业 TFP 水平值与增长率(%)分地区加总

省区	TFP(LP 方法估计)		资本生产率		劳动生产率		份额(%)
	水平值	增长率(%)	水平值	增长率(%)	水平值	增长率(%)	
安徽	4.37	3.74	1.02	8.33	161.16	20.62	2.60
北京	4.48	2.11	1.87	7.00	253.51	7.47	3.20
福建	4.53	2.48	1.79	10.66	161.32	10.26	4.00
甘肃	3.75	1.93	0.53	10.93	63.83	11.67	0.62
广东	4.51	2.44	2.06	16.14	198.15	9.77	19.00
广西	4.00	3.92	0.75	6.80	95.73	20.70	0.71
贵州	3.96	1.73	0.65	7.45	78.73	12.46	0.62
海南	4.56	3.45	2.13	31.38	265.76	20.53	0.22
河北	4.12	3.35	0.86	6.08	123.45	17.98	3.20
河南	4.07	4.27	0.82	16.12	87.30	23.59	2.80
黑龙江	3.58	3.10	0.46	9.98	71.08	11.41	0.72
湖北	4.28	2.96	1.67	20.34	129.53	20.92	2.90
湖南	4.05	5.19	0.70	19.16	99.71	25.12	1.40
吉林	4.23	2.65	0.79	5.09	171.55	15.33	2.00
江苏	4.63	2.12	1.39	11.14	204.25	13.30	15.00
江西	4.13	2.17	0.73	6.37	105.59	12.34	1.20
辽宁	4.14	3.53	1.08	21.00	169.43	18.80	2.90
内蒙古	4.32	5.05	1.25	16.14	141.74	35.96	1.40
宁夏	4.20	1.40	0.80	6.72	103.17	14.83	0.23
青海	3.97	4.37	0.44	13.23	103.81	14.28	0.18
山东	4.41	3.02	1.26	13.82	151.07	25.18	10.00
山西	3.78	4.33	0.51	7.68	59.69	25.19	1.00
陕西	3.98	2.89	0.66	5.50	91.27	8.85	1.30
上海	4.68	2.51	2.21	16.87	290.27	14.34	10.00
四川	4.37	3.94	1.25	16.50	133.31	20.45	3.10
天津	4.44	3.40	1.41	23.85	212.46	20.16	3.00
新疆	3.56	1.01	0.41	10.44	69.98	11.65	0.25
云南	4.24	1.46	0.76	5.87	190.36	6.03	1.80
浙江	4.38	1.89	1.17	9.32	129.55	11.28	7.90
重庆	4.41	3.69	1.19	10.99	141.01	10.45	1.60

通过表 4 我们可以得出以下结论：第一，东部沿海地区的企业具有相对较高的 TFP 水平，而中东部地区的企业 TFP 水平相对较低。例如，TFP 水平值最高的五个省区（福建、广东、海南、江苏和上海）全部集中在东部

沿海,而 TFP 水平值最低的五个省区(新疆、山西、黑龙江、贵州和甘肃)则属于西部地区,其中黑龙江属于东北老工业基地,是中国传统工业企业较为集中的地区,这类企业整体上依靠资源投入,因此要素的生产率普遍不高。山西属于中部地区,煤炭企业和化工企业是其工业结构的主体,因此 TFP 整体水平较低。第二,内陆企业具有相对较高的 TFP 增长率,说明中国的工业企业在总体上存在收敛趋势,这与谢千里等(2008)使用参数方法获得的结果一致。有些省区表现出明显的追赶现象,如山西、青海和湖南,但是,对于这种追赶的可持续性有待于进一步检验,因为虽然国有企业改制、相关财政政策扶持已经后发优势促成了生产率暂时的高增长,但这并不必然能使西部地区的落后现象得到实质性的改善,这一点我们在分析资本和劳动生产率增长情况时会进一步说明。另外,西部省区的生产率表现也不尽一致,有些西部省区,如贵州和新疆,同时具有较低的 TFP 水平值和增长率,追赶乏力,有被长期锁定在生产率低端的趋势。第三,通过表 4 的资本生产率和劳动生产率的对比可以发现,这两者具有与 TFP 相似的地区分布规律:东部沿海地区具有相对较高的资本和劳动生产率,而东北部和中西部的表现稍弱,地区企业发展不平衡的现状再度得到了验证。第四,虽然 TFP 的估计显示了中部地区和沿海地区的收敛,但是采用资本生产率和劳动生产率估计的结果却出现了不同的结果。结果显示,中西部地区并不具有较高的资本或者劳动生产率的增长率,这很大程度上是由资本和劳动力资源整体由西向东迁移造成的,结果使得中西部地区存在资本和劳动力的双重稀缺。¹¹

五、结 论

随着经济理论模型的分析对象逐渐由宏观向微观企业拓展,以及企业统计数据的可获得性日渐增强,针对微观企业生产率的经验研究成为最近文献增长较为迅速的一个领域。本文着眼于企业全要素生产率的估计方法中存在的同时性偏差和样本选择偏差等问题,对当前各种前沿的修正方法进行了梳理,并重点强调 TFP 估计的宏观方法和微观方法的机理差异,试图廓清当前对于企业层 TFP 测算存在的一些误区。然后运用广义最小二乘法、固定效应法、OP 法、LP 法等参数和半参数方法对 1999—2007 年中国的工业企业的全要素生产率进行了估计,得到以下基本结论:

首先,从估计方法上讲,固定效应方法并不能有效解决最小二乘估计中

¹¹ 由于本文研究的对象是工业企业,因此使用的劳动力是各个企业的从业人员数,而非整个社会的劳动力总数,因此西部地区的闲散劳动力并未考虑在内。因为很多中西部劳动力并未在当地就业,如果将这些劳动力强行算做西部地区企业的就业,势必提高其资本生产率,而降低其劳动生产率。

存在的内生性问题，而 OP 方法可以较好地处理变量相互决定偏差所引起的内生性问题和样本选择偏差所引起的问题。而作为 OP 法改良方案之一的 LP 方法尽管较好地解决了数据丢失的问题，但是从估计结果上来看，以中间投入品作为工具变量的 LP 方法并不显著地优于以投资额作为代理变量的 OP 法。

其次，按照 Massimo *et al.* (2008) 的解释，TFP 反映的并非只是技术水平，它刻画的是要素投入转化为产出的总体效率，因此还包含了生产中的知识水平、管理技能、公司治理策略、资源配置能力等诸多因素，本文的研究结果表明全要素生产率与资本和劳动生产率的相关性较低，说明我国的工业企业成长发展过程中，非投入要素因素发挥了重要作用。

另外，基于行业的 TFP 研究表明，属于高新技术产业的企业的全要素生产率表现出较高的水平值和增长率，大大优于食品饮料烟草、服装、纺织业等传统产业的全要素生产率，这一点也符合产业的技术特征。

从地区层面的比较来看，1999—2007 年，生产率的地区差异始终存在。尽管已经发现了部分追赶的迹象，尤其是中部地区对东部地区的追赶，但是收敛性分析表明各个省区的表现差异很大，有些省区的 TFP 水平值和增长率均较低，有被长期锁定在生产率低端的趋势。

参考文献

- [1] Blundell, R., and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.
- [2] Blundell, R., and S. Bond, "GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions", *Econometric Reviews*, 2000, 19(3), 321—340.
- [3] Del Gatto, M., A. Di Liberto, and C. Petraglia, "Measuring Productivity", Working Paper CRE-
NoS 200818, Centre for North South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, Sardinia, 2008.
- [4] 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。
- [5] 胡鞍钢、郑京海、高宇宁、张宁、许海萍, "考虑环境因素的省级技术效率排名", 《经济学(季刊)》, 2008 年第 7 卷第 3 期, 第 933—960 页。
- [6] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317—341.
- [7] Levinsohn, J., A. Petrin, and B. Poi, "Production Function Estimation in Stata using Inputs to Control for Unobservables", *Stata Journal*, 2003, 4(2), 113—123.
- [8] 李培, "中国城市经济运行的特征分析", 《财经研究》, 2007 年第 5 期, 第 84—95 页。
- [9] 刘舜佳、王耀中, "基于非参数理论的中国工业全要素生产率修正估计", 《统计与决策》, 2010 年第 7 期, 第 14—16 页。
- [10] Marschak, J., and W. Andrews, "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production", *Econometrica*, 1944, 12(3—4), 143—205.
- [11] Melitz, M., "Estimating Firm-Level Productivity in Differentiated Product Industries", Mimeo, Harvard University, 2000.

- [12] Olley, S. and A. Pakes, "The Dynamics Of Productivity in The Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263—1297.
- [13] Ozyurt, S., "中国工业的全要素生产率:1952—2005",《世界经济文汇》,2009年第5期,第1—16页。
- [14] 彭国华,“我国地区全要素生产率与人力资本构成”,《中国工业经济》,2007年第2期,第52—59页。
- [15] 舒元,《中国经济增长分析》。上海:复旦大学出版社,1993年。
- [16] 涂正革、肖耿,“中国大中型工业的成本效率分析:1995—2002”,《世界经济》,2007年第7期,第47—55页。
- [17] 王兵、颜鹏飞,“技术效率、技术进步与东亚经济增长”,《经济研究》,2007年第5期,第91—113页。
- [18] 王小鲁,“中国经济增长的可持续性与制度变革”,《经济研究》,2000年第7期,第3—15页。
- [19] 王争、郑京海、史晋川,“中国地区工业生产绩效:结构差异、制度冲击及动态表现”,《经济研究》,2006年第11期,第48—59页。
- [20] 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7卷第3期,第809—826页。
- [21] Yu, M., "Processing Trade, Firm's Productivity, and Tariff Reductions: Evidence from Chinese Products", CCER Working Paper, No. E2010007, 2010.
- [22] 张杰、李勇、刘志彪,“出口促进中国企业生产率提高吗?”南京大学产业经济学系讨论稿 No. 061, 2009年。
- [23] 张杰、李勇、刘志彪,“出口与中国本土企业生产率——基于江苏制造业企业的实证分析”,《管理世界》,2008年第11期,第50—64页。
- [24] 张军,“资本形成、工业化与经济增长:中国的转轨特征”,《经济研究》,2002年第6期,第3—13页。

Estimation of Total Factor Productivity of Industrial Enterprises in China: 1999—2007

XIAODONG LU YUJUN LIAN

(Sun Yat-sen University)

Abstract Measurement of total factor productivity (TFP) is currently shifting from the macro-level to micro-level. The identification of these measures has distinct theoretical logic. Aimed to resolve the simultaneity, selectivity and attrition biases in the traditional method for firm-level TFP estimation, a array of proposals are raised and boiled down to several estimate techniques. This paper provides economic researchers with an up-to-date overview of issues and relevant solutions associated with the choice of methods. Using a firm-level dataset for 1999—2007, this paper estimates firms' TFP by applying various parametric and semi-parametric methods, such as OLS, FE, OP and LP. We find that the semi-parametric technique can solve the inherent econometric problems in the traditional method.

JEL Classification D24, C46, O33