

中国的工业改革与效率变化

——方法、数据、文献和现有的结果

张军* 施少华 陈诗一

摘要 全要素生产率是理解经济增长的方式和结构的重要指标之一,中国的工业改革正好为经济学家关注和考察不同所有制的企业形式以及改革政策对生产率变动的不同影响提供了丰富的经验基础。在1978年开始的旨在向市场经济转型的中国经济体制改革正在彻底地改变着它的工业部门面临的市场结构和工业组织,并不断造就着一个与世界经济更加融合的制造业部门。新的和更有竞争力的工业部门在竞争中不断获得了高速增长和扩张的机会,使得中国工业部门的生产率改善主要依赖于非国有企业的成长和它的活力。中国工业改革的成就不是挽救了国有企业,而是收缩了国有企业部门的“战线”,诱致了一个非国有的新兴工业部门的崛起。

关键词 工业改革,全要素生产率,所有制

一、导 引

尽管存在着局限性,但对经济学家来说,没有比研究经济增长和生产率变动(主要是所谓“全要素生产率”,或者简称TFP的变动)更让人着迷的了。自从20世纪50年代经济学家发展出经济增长的理论框架以及对增长的核算技术以来,对生产率的研究进入到一个持久繁荣的时期。在早期,对生产率的研究集中在美国等发达国家,例如索洛(Solow, 1957)、丹尼森(Denison, 1967)和乔根森和格雷里切斯(Jorgenson and Griliches, 1967)等。后来开始将研究的视野转移到了前苏联经济(参见张军和韩贤旺(1996)就这些研究文献所做的理论综述)。而在20世纪80年代以来,创造了所谓“亚洲奇迹”的东亚经济一度成为生产率和增长核算型经验研究的焦点并引发对东亚经济增长的可持续性的一场争论。¹

* 复旦大学经济学院。通讯作者及地址:张军,复旦大学经济学院,200433;电话:(021)56523213; E-mail: junzh-2000@yahoo.com。本文是我在韩国庆北大学执教期间(2002年9—12月)写作完成的。但是本文所依赖的文献收集和整理工作早在1998年初就开始了。在随后的两年时间里,我的学生施少华在文献的整理方面做了大量的工作,并起草了文献综述的一些片段,后来又被吸收到他的硕士论文中。之后因为种种原因,我几乎中断了对本文的继续研究工作。因此,我们原来计划的这个文献综述文章迟迟没有问世。这次由我根据前期的文献整理工作并吸收了2000年之后我主持的“国家教育部重点研究基地重大项目”的一部分成果将本文重新加工整理出来。我的另一位硕士研究生陈诗一参与了该项目的研究工作。在我写作本文的最后阶段,当需要查找和考证某些文献的技术细节或数据时,陈诗一、施少华和章元为我提供了不少及时的支持。但本文的错误和缺陷应由我一人承担。

¹ 要熟悉有关东亚经济增长模式及其解释的研究文献,可集中参见世界银行的研究报告《东亚奇迹——经济增长与公共政策》(世界银行,中文版,1995)。另外,菲力普(Felipe, 1999)对东亚经济增长中关于全要素生产率(TFP)变动的研究文献及其争论提供了一个清晰而漂亮的综述。

进入 20 世纪 90 年代,伴随着中国经济改革计划的实施以及所经历的持续的高速增长时期的到来,中国经济改革和增长背后的生产率问题再次吸引了众多经济学家的兴趣。在中国经济高速增长的过程中,工业部门受到了格外的关注。与中国的农业改革(1978—1984)不同,工业的改革,尤其是国有部门的改革和非国有部门的成长,因为复杂和具有挑战性,使它始终成为经济学家研究改革后中国经济的效率绩效与财务绩效的一个最重要的主题。因此,在经济学术界,大量的研究力量和资源被投入到了对中国工业改革绩效的实证研究和政策评价中,这最终使我们今天获得了极其丰富的研究文献。这些文献虽然在很多方面还存在着认识和解释上的分歧,有的观点甚至大相径庭,但研究方法和结论上的差异为我们更好地理解中国工业改革的性质、策略和改革对工业表现的影响等重要方面提供了崭新的视野、可选择的观点和丰富的证据。

值得指出的是,对中国工业改革的经济学研究还直接推动了中国的经济研究和统计数据建设的进程。20 世纪 80 年代早期,国际上一些研究中国工业改革的项目就开始关注起中国的工业统计数据本身的缺陷,这些研究不仅在修正着、转换着、而且构造着中国工业的很多时间序列的数据和价格指数。后来的基于大量调查的研究项目则开始从自己的样本企业(小的几十家,大的几千家)获取着第一手的数据资料。可以说,没有这些研究项目及其成果,我们对中国工业统计数据的信心和评价工业改革绩效的能力将被大打折扣。所以,应该说,这些研究文献本身就已经构成了中国经济改革的一个重要的成果。

对中国工业改革的研究不仅要克服数据上的问题和艰辛,而且涉及检验经济学的很多命题和计量经济学的很多技术及其细节的应用。在今天,熟悉这些文献本身就将成为具有挑战性和前沿性的工作。因此,我们认为有必要对 20 年来涉及中国工业改革的这些重要研究文献进行梳理和总结的工作,这不仅对于我们理解中国工业改革的绩效有重要的意义,而且对于我们更好地掌握现代经济学的分析能力和实证技术,对于我们了解经济学理论的应用都是非常重要的。在本文,我们瞄准于那些针对全要素生产率变动的研究文献,因为对全要素生产率的研究集中体现了经济学家在数据和技术两方面所做出的创造性的工作。

本文的结构如下:在第 2 部分,我们基于现有的文献提供一个关于全要素生产率的定义和计算方法的简单“手册”。然后在第 3 部分概括性地介绍现有文献在中国的工业改革是否改善了国有企业的效率问题上的基本观点及其理论基础。第 4 部分比较技术性地综述和讨论了现有的研究文献在研究中国工业部门的全要素生产率问题上所存在的差异以及产生结论分歧的原因细节。第 5 部分涉及了经济学家用以解释全要素生产率变动的可能的源泉,包括对技术效率、技术进步和规模经济等问题的解释和经验研究。第 6 部分简单综

述和考察了乡镇企业的效率变动的模式并与中国经济整体的生产率变动模式进行了对比。最后是本文的结束语。

二、全要素生产率 (TFP) 的定义与计算²

在经济学上，“生产率” (productivity) 是指生产过程中投入品转化成产出品效率。过去，我们在传统的社会经济统计中所涉及的生产率指标仅仅是“单要素生产率” (single factor productivity)，如劳动生产率、资金产值率等。但是，生产过程通常需要同时使用劳动和资本这两种生产要素。当我们用资本来代替劳动 (即增加资本的投入而减少劳动的投入) 并生产出和原来一样多的产品时，劳动生产率将会因为劳动投入的减少而提高，而资本生产率却由于资本投入的增加而降低。在这种情况下，单要素生产率并不是一个很好地反映生产率变动的指标。因此，在经济研究的文献里，通常使用“全要素生产率” (total factor productivity, 简称 TFP) 及其变动来度量企业的生产率水平和生产率的变化。

与单要素生产率不同，全要素生产率，或者也可以称为多要素生产率 (multi-factor productivity, 简称 MFP)，是指总产出与综合要素投入之比率。所谓综合要素投入是所有要素投入的某种加权平均。例如，某生产过程中投入的劳动和资本的数量分别为 L 和 K ，则其综合要素投入可以写成如下的形式 (或其他形式)：

$$X = L^{\alpha}K^{\beta},$$

其中 α 和 β 分别为正规化后的劳动和资本的产出弹性，即 $\alpha + \beta = 1$ 。若产出为 Y ，则按照上述定义所得到的全要素生产率应为：

$$\text{TFP} = Y/X = Y/(L^{\alpha}K^{\beta}).$$

对上式求全微分并整理，得到：

$$\frac{d(\text{TFP})}{\text{TFP}} = \frac{dY}{Y} - \alpha \frac{dL}{L} - \beta \frac{dK}{K},$$

我们分别用 a 、 y 、 l 和 k 来代表 TFP、 Y 、 L 和 K 的增长率，于是有：

$$a = y - \alpha l - \beta k.$$

根据定义， αl 和 βk 分别是劳动和资本的产出弹性，代表的是劳动和资本的增长所导致的产出增长，因此，全要素生产率的增长体现的是要素投入的增长所不能解释的那部分产出的增长。通常把它解释为技术的进步。由于索洛

² 这里吸收了施少华早先整理的部分内容。

(Solow, 1957) 在总量生产函数和全要素生产率理论方面的开创性工作, 我们一般又把 a 称为“索洛残差”。由 $a = y - \alpha l - \beta k = \alpha(y - l) + \beta(y - k)$ 又可以看出, 全要素生产率的变化实际上是各个单要素生产率变化的加权平均。

到目前为止, 测度全要素生产率变动最流行的方法还是索洛残差法, 即利用上述定义中的 $a = y - \alpha l - \beta k$ 来计算全要素生产率的增长率。由于产出、劳动投入和资本投入的增长率我们可以通过对统计数据的处理直接得到, 因此这一方法的关键之处是在于准确地估计出劳动和资本对产出增长的贡献的系数值 α 和 β 。通常人们使用两种方法来得到这一系数, 第一种方法是计量经济学方法, 即通过对企业生产函数的回归估计出劳动和资本的产出弹性, 用产出弹性作为 α 和 β 的估计值; 第二种方法则是以劳动报酬和资本报酬占净产出的比重作为 α 和 β 的近似值。接下来我们基于大量的现有文献对计算 TFP 的不同方法做简单的介绍和讨论。

方法 1 假设企业的生产函数为一柯布—道格拉斯生产函数:

$$Y = AL^{\alpha_L}K^{\alpha_K},$$

对上式取对数形式, 则有:

$$\ln Y = \ln A + \alpha_L \ln L + \alpha_K \ln K.$$

具备了产出、资本和劳动的数据, 我们利用最小二乘法 (OLS) 就可以估计出劳动和资本的产出弹性 α_L 和 α_K 。需要指出的是, $\alpha_L + \alpha_K$ 不一定等于 1, 虽然在大多数情况下计量经济学家们都喜欢假设 $\alpha_L + \alpha_K = 1$ 。 $\alpha_L + \alpha_K = 1$ 的含义是规模报酬不变; 如果 $\alpha_L + \alpha_K > 1$, 说明规模报酬递增, 反之则递减。因为根据前面对 TFP 的定义, $\alpha + \beta$ 必须等于 1, 所以我们对 α_L 和 α_K 进行正规化处理, 即令:

$$\alpha = \alpha_L / (\alpha_L + \alpha_K),$$

$$\beta = \alpha_K / (\alpha_L + \alpha_K),$$

显然, $\alpha + \beta = 1$ 。将 α 和 β 代入索洛残差的公式中, 我们就可以得到 TFP 的增长率:

$$a = y - \alpha l - \beta k.$$

更一般地, 我们可以假设企业的生产函数为“超越对数 (translog) 函数”:

$$\begin{aligned} \ln(Y_t) = & \alpha_0 + \alpha_L \ln(L_t) + \alpha_K \ln(K_t) \\ & + 1/2 \cdot \alpha_{LL} \ln^2(L_t) + 1/2 \cdot \alpha_{KK} \ln^2(K_t) + \alpha_{LK} \ln(L_t) \ln(K_t), \end{aligned}$$

当 $\alpha_{LL} = \alpha_{KK} = \alpha_{LK} = 0$ 时, 上式简化为:

$$\ln(Y_t) = \alpha_0 + \alpha_L \ln(L_t) + \alpha_K \ln(K_t).$$

显然，柯布—道格拉斯函数是超越对数函数的二次项系数为 0 时的一种特殊形式。由于超越对数生产函数中含有二次项，则产出弹性不仅仅是 α_L 和 α_K ，而且也与展开式中变量取值以及二次项系数有关，因此是变动的。根据该超越对数生产函数所定义得到的劳动和资本的产出弹性应该分别为：

$$S_{L_t} = \alpha_L + \alpha_{LL} \ln(L_t) + \alpha_{LK} \ln(K_t),$$

$$S_{K_t} = \alpha_K + \alpha_{KK} \ln(K_t) + \alpha_{LK} \ln(L_t).$$

正规化处理，即可以得到索洛残差公式中的 α 和 β 的估计值：

$$\alpha_t = S_{L_t} / (S_{L_t} + S_{K_t}),$$

$$\beta_t = S_{K_t} / (S_{L_t} + S_{K_t}),$$

这样一来，第 t 期的 TFP 增长率就为：

$$a_t = y_t - \alpha_t l_t - \beta_t k_t.$$

方法 2 以劳动和资本的报酬占净产出的比重作为 α 和 β 的近似值。假设企业的生产函数为 $Y = AL^{\alpha_L} K^{\alpha_K}$ ，且满足规模报酬不变的假设，即 $\alpha_L + \alpha_K = 1$ 。则劳动和资本的边际产出分别为：

$$dY/dL = \alpha_L AL^{1-\alpha_L} K^{\alpha_K} = \alpha_L Y/L,$$

$$dY/dK = \alpha_K AL^{\alpha_L} K^{1-\alpha_K} = \alpha_K Y/K.$$

因为在生产者均衡的情况下，劳动和资本的价格应等于其边际产出，即

$$P_L = dY/dL = \alpha_L Y/L,$$

$$P_K = dY/dK = \alpha_K Y/K,$$

则劳动报酬和资本报酬占净产出的比重分别是：

$$R_L = P_L L/Y = \alpha_L, \quad R_K = P_K K/Y = \alpha_K.$$

也就是说，在满足竞争性生产者均衡的条件下，劳动和资本报酬占净产出的比重直接就等于劳动和资本的产出弹性，因此我们可以近似地用劳动和资本的报酬占净产出的比重作为 α 和 β 的估计值来计算 TFP 的增长率。

在刚刚介绍的第一种方法中，生产函数本身并不随着时间的推移而发生变化，这比较适合于分析横截面数据。但是对于时间序列数据而言，一个更为合理的假设是，随着全要素生产率的提高，技术的进步使得生产函数也发生了改变。在“希克斯中性”技术进步的假设下，考虑技术进步的柯布—道格拉斯生产函数为： $Y_t = A(t) L_t^{\alpha_L} K_t^{\alpha_K}$ ，其中 $A(t)$ 表示第 t 期的生产技术水平，假设 $A(t) = A_0 e^{\alpha t}$ ，则

$$Y_t = A_0 e^{\alpha_T t} L_t^{\alpha_L} K_t^{\alpha_K}$$

对上式求全微分并整理,得:

$$dY_t/Y_t = \alpha_T + \alpha_L dL_t/L_t + \alpha_K dK_t/K_t,$$

或者

$$\alpha_T = y - \alpha_L l - \alpha_K k.$$

我们注意到,当 $\alpha_L + \alpha_K = 1$ 时, α_T 与索洛残差的定义完全一致。因此,我们就又得到了一种估算 TFP 增长率的时间参数方法。

方法3 时间参数法。假设企业的生产函数为一柯布—道格拉斯函数:

$$\ln(Y_t) = \alpha_0 + \alpha_T t + \alpha_L \ln(L_t) + \alpha_K \ln(K_t),$$

或超越对数函数:

$$\begin{aligned} \ln(Y_t) = & \alpha_0 + \alpha_T t + \alpha_L \ln(L_t) + \alpha_K \ln(K_t) + 1/2 \cdot \alpha_{LL} \ln^2(L_t) \\ & + 1/2 \cdot \alpha_{KK} \ln^2(K_t) + \alpha_{LK} \ln(L_t) \ln(K_t). \end{aligned}$$

我们通过对实际的时间序列数据进行回归,可以得到对 α_T 的估计值,这一估计值便可被看作是我们所要估计的 TFP 的增长率。

在以上这些方法中,我们可以把索洛残差或者 TFP 的增长理解为“技术进步”。然而,从理论上说,这需要满足一个条件,即企业要具有 100% 的技术效率水平。也就是说,在给定的技术条件和投入约束下,企业的产出达到了最大化,换句话说,企业总在它的生产可能性前沿(或边界)上进行生产。但是,这个条件是不可能满足的,大多数的企业都是在其生产可能性前沿内部进行生产。在这种情况下,不仅技术水平的绝对变化(即技术进步)会影响 TFP,技术效率的变化也会影响 TFP,或者说,甚至没有发生技术进步,单单技术效率的改善也应该会导致全要素生产率的上升。这就引出了所谓生产前沿(production frontier)的方法。³显然,这个方法实际上分解了 TFP 的变动源泉,因而在经验研究中很有价值。我们这里介绍随机前沿(stochastic frontier)生产函数的方法。

方法4 随机前沿生产函数法。假设企业*i*的生产函数为:

$$\ln Y_i(t) = \alpha_0 + \alpha_T t + \alpha_L \ln L_i(t) + \alpha_K \ln K_i(t) + u_i(t),$$

其中 $u_i(t) \leq 0$,代表企业*i*的技术非效率;当 $u_i(t) = 0$ 时,企业*i*处在其生产

³ 发展前沿方法的早期文献主要包括谢菲尔德(Shepherd, 1953),索洛(Solow, 1957)法雷尔(Farrell, 1957)以及艾易格纳尔和朱(Aigner and Chu, 1968)等。其中法雷尔的论文被公认为是开创性的经典。在经验研究中,有可决定的前沿方法,随机前沿方法,还有面板数据法等。对这些文献的述评,可参见吴(Wu, 1996, ch. 3)。

可能性前沿上。企业 i 的技术效率定义为：

$$TE_i(t) = \frac{\text{企业 } i \text{ 的实际产出}}{\text{企业 } i \text{ 的最大可能产出}} = e^{u_i(t)},$$

由于 $u_i(t) \leq 0$ ，所以企业 i 的技术效率 $0 < TE_i(t) \leq 1$ 。对生产函数两边求全微分，并整理，得到：

$$dY_i(t) \setminus Y_i(t) = \alpha_T + \alpha_L dL_i(t) \setminus L_i(t) + \alpha_K dK_i(t) \setminus K_i(t) + u_i'(t),$$

因为 $u_i'(t) = dTE_i(t) \setminus TE_i(t)$ ，所以企业 i 的 TFP 的增长率为：

$$\frac{d(\text{TFP}_i(t))}{\text{TFP}_i(t)} = \alpha_T + \frac{d(TE_i(t))}{TE_i(t)}.$$

所以，TFP 增长率 = 技术进步率 + 技术效率变化率。

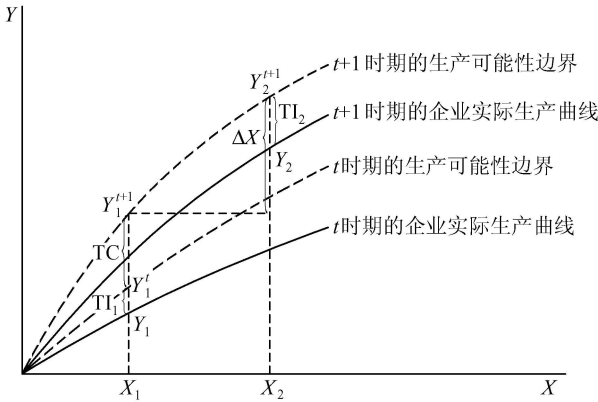


图 1 索洛残差法和随机前沿生产函数法测算的 TFP

与索洛残差方法不同的是，随机前沿生产函数法把 TFP 的变化分解为纯粹的技术进步和相对的技术效率的变化两部分。图 1 说明了由索洛残差法和随机前沿生产函数法所得到的 TFP 增长率的区别与关系。在索洛残差方法中，企业被假定为具有 100% 的技术效率。因此在 t 时期， X_1 的投入水平下，产出水平为 Y_1^t ；在 $t+1$ 时期， X_2 的投入下，产出为 Y_2^{t+1} 。技术进步对产出的贡献由两条生产可能性前沿（图中由虚线表示）的垂直距离 TC 表示，投入的增长对产出的贡献由 ΔX 表示，于是我们有：

$$Y_2^{t+1} - Y_1^t = (Y_2^{t+1} - Y_1^{t+1}) + (Y_1^{t+1} - Y_1^t) = \Delta X + TC,$$

由索洛残差法得到的全要素生产率的变化为：

$$\Delta \text{TFP} = \Delta Y - \Delta X = TC.$$

然而，真实的企业并不具有 100% 的技术效率，因此企业的实际生产曲线（图

中由实线表示)是在生产可能性前沿之下,实际生产曲线与生产可能性前沿之间的垂直距离度量了企业的技术非效率(technical inefficiency)的程度。在 t 时期, X_1 的投入下,实际的产出为 Y_1 ;在 $t+1$ 时期, X_2 的投入下,实际产出为 Y_2 。于是有:

$$\begin{aligned} Y_2 - Y_1 &= (Y_2^{t+1} - Y_1^{t+1}) + (Y_1^{t+1} - Y_1^t) + [(Y_1^{t+1} - Y_1^t) - (Y_2^{t+1} - Y_2^t)] \\ &= \Delta X + TC + (TI_1 - TI_2), \end{aligned}$$

则由随机前沿生产函数法得到的TFP的变化为:

$$\Delta TFP = TC + (TI_1 - TI_2).$$

也就是说,在TFP的变化中,除了技术进步因素之外,还有技术效率的变化。当技术效率提高时,即TI下降时,TFP的增长率将高于技术进步率。

三、主要文献的梳理与回顾⁴

在中国经济改革和开放刚刚开始之际,世界银行组织的经济学家代表团在中国进行了几个月的考察活动。之后,世界银行出版了它们的考察报告(世界银行,1982)。在谈到中国的工业部门时,该报告说:“中国的工业生产增长率的增长不那么引人注目。在1957—1979年间平均每名工人的实际产值增长率为3.7%左右,稍高于其他低收入和中等收入国家的平均值。但是每名工人占用的资本额增长得更快。因此,把劳动力和资本放在一起计算,工业生产要素总生产率(即TFP——引者注)从1957年以来似乎一直停滞不前(这意味着产值的增加完全来自于生产要素使用量的增加,不是因为生产要素的使用效率有所提高)”。

1984年世界银行又对中国的经济进行了考察,1985年出版的考察报告(世界银行,1985)中再次强调了两年前的观点:“生产率水平是令人失望的……在中国的国有企业中,TFP在1952—1957年间曾经有过增长,但在随后的1957—1982年间则一直处于停滞不前,甚至有所倒退的状态”。

这些观点实际上是这个时期大多数国外研究对改革前中国(国有)工业部门的生产率的主流看法。这个看法应该部分是来自于更早时期西方经济学界对前苏联的国有企业的生产率的经验研究的基本结论,认为国有企业的产值增长主要为投入的更快的增长所为,而不是主要来自于效率改善或者技术的持续进步。邹至庄教授在这个时期的一个研究似乎更加强了西方主流经济学家对这个问题的认识。使用中国惯用的“可比价格”作为中国工业企业的投入品与产出品价格的缩减指数,邹至庄(中文版,1994)估计出了中国工

⁴ 这一节是我们早期文献综述的进一步扩充。

业企业的“真实”的投入和产出，然后计算出了中国工业部门的全要素生产率的增长率，结果没有发现增长的趋势，所以，他认为，中国工业产出的增加主要是由于资本资产的增加，而不是技术的改进。

对于这些早期研究，国内的经济学家不以为然。例如史清琪等人（1986）在评价世界银行的报告中指出，资本装备率（即资本—劳动比率）的增长快于劳动生产率的增长并不必然意味着全要素生产率没有增长。从最简单的理论方法上说，全要素生产率的增长等于劳动生产率的增长减去资本的产出弹性与资本装备率增长率的积，除非资本的产出弹性等于 1，否则全要素生产率应该有增长。他们认为，中国工业的资本产出弹性不大可能接近于 1，而是在 0.2—0.3 之间，这意味着，只有资本—产出比率的增长率超过劳动生产率的增长 3—5 倍时，全要素生产率才可能为负增长。根据史清琪等人的估计，中国工业部门在 1964—1982 年间的全要素生产率平均每年大约增长 1.82%，在产出增长中的贡献为 20% 左右。后来，陈时中和桑庚陶（1986）用另一种方法也得出了类似的结论，1976—1982 年，中国工业企业的全要素生产率平均每年增长 2.23%，在产出增长的贡献份额为 23.8%。

但是，早期的研究和分歧涉及数据的真实性和对资本的产出弹性的估计范围的差异。他们往往不是去估计生产函数而是根据经验来确定一个产出弹性的取值范围，然后用索洛的“残差法”直接计算全要素生产率的增长率。这个缺陷一直到 1988 年才被纠正。在 1988 年，陈宽、谢千里、罗斯基、王宏昌和郑玉歆联袂发表了“中国工业的生产率变动：1953—1985 对 1957—1985”的研究论文（Chen, *et al*, 1988a）。这是 20 世纪 80 年代西方在研究中国工业部门效率变动方面最有影响的文献之一。在他们的研究中，首先对以往的研究做了评论，指出了早期这些研究在数据方面存在的问题。这些问题概括起来包括：（1）产出与投入的数据口径不一致。早期的研究往往使用全部国有企业的产出数据，但只使用独立核算的国有企业的投入数据；（2）以中国统计上公布的固定资产原值来计算资本存量会夸大固定资本存量的实际增长率从而有可能低估作为“残差项”的 TFP 的增长率；（3）中国的资本和劳动数据中有大量非生产性成分，不剔除这些成分，也将低估 TFP 的增长率；（4）资本的产出弹性的取值带有随意性。如果资本的产出弹性被低估，TFP 的增长率也就会被低估。

他们的研究试图克服以上这些数据的问题，在此基础上整理出了 1953—1985 年的数据，分别对所设定的柯布—道格拉斯生产函数和超越对数生产函数进行了回归，但主要使用了超越对数生产函数估计的资本的产出弹性。他们发现，1953—1985 年间中国国有企业的 TFP 每年大约增长 1.9%—2.8%。尤其是，他们发现，1957—1978 与 1978—1985 这两个阶段的净产出增长率基本相同，可是 TFP 的增长率却有比较大的差别。在前一阶段，TFP 仅增长 0.4%—1.4%，而在经济改革之后的 1978—1985 年，TFP 的增长率达

4.8%—5.9%，这意味着中国的经济改革对国有企业的效率有了显著的改善效应。

与陈宽等人的这个研究的结论类似，谢千里等人(Jefferson, *et al*, 1992)在1992年发表的另一篇论文“增长、效率与中国国有和集体工业的趋同”中也证实了中国工业的效率在改革以来有显著增长的趋势。但他们的研究使用的是1984—1987两个年份的293家企业的样本截面数据，而且在他们的研究中，投入品中还包括了中间产品，也就是说使用了产出为总产值而不是净产值的三要素生产函数。该文发现，国有企业在1980—1987年间效率得到了显著改善，TFP的年均增长率为2.4%，集体企业的TFP的增长率更高，达4.6%。他们还放松了规模报酬不变的假设，结果发现在国有企业和集体企业中均存在着显著的规模效应。

可以说，在陈宽等人和谢千里等人的论文发表之后，关于中国的经济改革对工业(包括国有企业)部门的效率有显著正面改进效应的结论几乎已被接受。当然，这一时期出现的文献还包括道拉尔(Dollar, 1991)、格罗夫斯等人(Groves, *et al*, 1994)、黄和孟(Huang and Meng, 1995)、万广华(Wan, 1995)以及郭克莎(1993)等，均发现中国国有企业的被计算出来的TFP在改革以后的20世纪80年代有显著的增长记录。但是，1994年以胡永泰和萨克斯以及其他(Woo, *et al*, 1994)联名发表了一篇挑战这个“乐观派”的论文。结果在经济学界引发了一场激烈的争论。

胡永泰等人的文章与以上那些研究所持的结论有显著的不同。他们使用了1984—1988年的300家大中型企业的数据并发现，国有企业在1984—1988年间的TFP的增长率至多为零，虽然他们也证实了谢千里等人关于集体企业比国有企业有更高的TFP增长率的发现。他们在研究中认为，陈宽等人在剔除中国工业部门的非生产性投入时有“矫枉过正”的嫌疑，对完全剔除这些非生产性的投入的做法不能接受。同时，胡永泰等人的研究认为，谢千里等人的研究之所以得出了国有企业为正的要素生产率的增长率，主要是因为他们高估了中间产品的价格指数。关于“非生产性投入”的剔除和价格指数的选择问题，我们在第4部分将专门论及。

针对胡永泰等人的批评，谢千里等人(Jefferson, *et al*, 1996)紧接着做出了回应。他们认为，自己的研究并没有高估国有企业实际的产出数据和低估其投入品实际值，相反，他们认为乡镇企业的产出数据倒可能是被高估的。这个问题后来随着中国公布了1995年的第三次全国工业普查的数据而变得清楚了(这个高估的问题我们在后面将会结合工业普查的数据专门作一些评论)。

这里，为了更清晰地展现现有的研究在国有企业的全要素生产率的变动方面所得出的结论的差异，我们将所收集到的主要研究和结论汇总在表1里。另外，我们注意到，1997年，萨克斯和胡永泰(Sachs and Woo, 1997)合作

撰写了长达 60 页 (A4) 的理论综述“理解中国的经济绩效”的文章,在涉及国有部门的改革的内容里,文章专门评论了关于中国国有企业部门的全要素生产率是否有增长的研究文献,具有代表性。例如,作者写道:

“国有企业的生产率表现是一个高度有争议的问题。一些研究认为改善了,另一些研究则认为没有改善。但是,在评述这个争论之前,有必要将两个一致的观点记在心上:(1)国有企业的生产率增长慢于非国有企业;(2)即使有,TFP 的改善也是不足为道的。不过,引起争论的是,在中国的改革过程中,国有企业的 TFP 的增长率是否实际上是下降的。

经验研究的第一代通常认为,1978 年以后的国有企业的改革没有提高 TFP 的增长率。这个说法随着后来三组结论的出现变得模糊了。第一组结论发现了‘较高’的 TFP 增长率,例如,谢千里、罗斯基和郑 (Jefferson, Rawski, and Zheng, JRZ, 1992), 格罗夫斯、洪、麦克米兰和诺顿 (Groves, Hong, McMillan, and Naughton, GHMN, 1995)。第二组结论发现几乎没有或者不断恶化的技术变化,例如胡、海、金和樊 (Woo, Hai, Jin, and Fan, WHJF, 1994)。第三组结论发现的结果介于以上两组之间,一般认为 TFP 的增长在 1985 年以后慢下来了”(p. 20)⁵

表 1 中国工业企业的 TFP 增长率的不同估计结果

研究者	时间跨度	TFP 的年均增长率(%)	
		国有企业	集体企业
邹至庄(1984)	1952—1981	≤0	
世界银行(1985)	1952—1982	0.6—1.5	
	1952—1957	7.5—9.3	
	1957—1978	-0.5—0.4	
	1978—1982	-2.0—1.9	
史清琪等人(1986)	1964—1982	1.82	
陈时中和桑虞陶(1986)	1970—1982	0.47	
	1970—1976	-1.26	
	1976—1982	2.23	
陈宽等人(1988)	1953—1985	2.6	
	1953—1957	4.6	
	1957—1978	1.1	
	1978—1985	5.9	
戈登和李(1989)	1983—1987	4.6	
道拉尔(1990)	1978—1992	4.7	

⁵ 早几年,谢千里和罗斯基(Jefferson and Rawski, 1994)曾经提到,在他们所观察到的 13 个关于中国国有企业全要素生产率的经验实证研究中,有 9 项研究的结果认为,改革后的国有企业的效率有了显著改善,TFP 的年均增长率在 2%—4% 之间。在剩余的 4 项研究中,有 2 项的研究结果高于这个增长率,而还有 2 项研究的结果则低于这个增长率。

续表

研究者	时间跨度	TFP的年均增长率(%)	
		国有企业	集体企业
张军扩(1991)	1953—1989	0.65	
	1953—1977	0.01	
	1978—1989	2.56	
李京文等人(1992)	1953—1990	0.37	
	1953—1978	-0.8	
	1979—1990	2.532	
杰佛逊等人(1992)	1980—1988	2.40	4.63
	1980—1984	1.80	3.45
	1984—1988	3.01	5.86
世界银行(1992)	1980—1984	1.8	3.45
	1984—1988	3.0	5.86
	1980—1988	2.4	4.63
马俊和金(1992)	1978—1990	1.0	9.1
杰佛逊和欣格(1993)	1980—1988	2.5	
郭克莎(1993)	1953—1978	0.2	
	1979—1990	3.6	
格罗夫斯等人(1994)	1980—1989	4.5	
胡永泰等人(1994)	1984—1988	≤0	8.8—11.2
万光华(1995)	1957—1988	1.8	
	1957—1978	1.3	
	1978—1988	2.8	
谢千里等人(1995)	1980—1992	2.50	3.43
	1980—1984	2.24	2.80
	1984—1988	3.68	4.52
	1988—1992	1.58	2.98
王君(1996)	1980—1992	2.58	
张荣刚(1997)	1991—1994	3.84	

资料来源:邹至庄(1984),世界银行(1985),Chen *et al.*(1988),陈时中和桑虞陶(1986),Dollar(1990),Jefferson *et al.*(1992),郭克莎(1993),Groves *et al.*(1994),史清琪等人(1986),Woo *et al.*(1994),War(1995),王积业(1986),王君(1996),谢千里等人(1995),张军(1997),张荣刚(1997)。

最近,日本经济学家大塚启二郎等人(中文版,2000)利用中国官方出版的统计数据《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》对改革以来中国国有企业的生产要素生产率的变动又做了一次估计。基于以上那些研究成果,他们首先通过缩减多年价格计算的工业净产值估计了中国国有企业部门的实际产出。但为了获得缩减工业净产值所需要的价格指数,他们用国有企业部门用当年价格和不变价格表示的工业总产值来计算了价格指数。对于劳动投入,他们区分了生产性和非生产性职工,用1984年和1990年两年的国有企业职工的构成估计出生产性职工的比重(0.85)来处理各年的生产性职工的人数。在估计资本投入时,他们沿用了陈宽等人的方法,但使用了全部国有工业企业的数据(包括非独立核算)。最后,他们也采纳了陈宽等人(Chen,

et al, 1988a) 估计的资本和劳动的产出弹性值, 即 0.54 和 0.46。

基于这些准备, 他们对国有企业在 1978—1995 年间的全要素生产率做了计算并将其指数化, 结果见图 2。根据他们的计算结果, 国有企业的工业净产值在 1978—1995 年平均年增长率为 6.3%, 而同期全要素生产率平均年增长 2.5%。这意味着改革对国有企业的效率产生了积极的影响。但是从全要素生产率的指数变动来看, 国有企业的全要素生产率在 20 世纪 80 年代末以后却处于停滞状态。这意味着 20 世纪 90 年代以后的改革对国有企业的生产效率的影响是非常有限的, 这与几年前吴 (Wu, 1995) 和谢千里等人 (Jefferson, *et al*, 1996) 更细致的研究结论比较一致, 后者发现, 国有企业的全要素生产率在 20 世纪 80 年代末有下降的趋势。

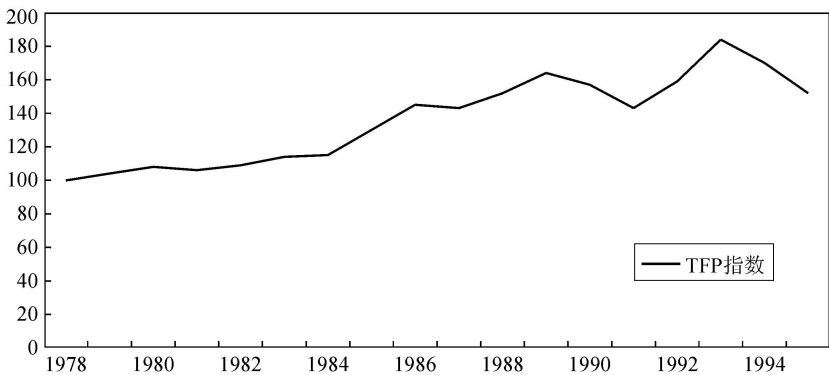


图 2 中国国有企业的 TFP 指数 (1978—1995 年)

总之, 尽管有争论, 这些关于中国国有企业的全要素生产率变动的大量研究为我们理解中国的工业改革的绩效还是做出了重要的贡献。当然, 我们不能回避的问题是, 对于转轨中的国有企业而言, 由于固有的体制约束和市场的缺陷, 单纯的 TFP 变动本身并不一定导致社会福利的增进。所以, 围绕 TFP 的研究在评价改革的有效性方面还是有一定的局限性的。这个问题终于被白、李和王 (Bai, Li and Wang, 1997) 的论文提出来了。

他们在论文中认为, 用 TFP 的增长率作为衡量改革中的国有企业绩效的“底线”这一做法是值得商榷的。在他们的文章中, 他们建立了一个简单的模型, 表明当企业由于某种原因并不追求利润的最大化时, 较高的生产率反而有可能事实上导致更严重的资源配置扭曲, 较低的利润以及经济效率的恶化。因此, 对于改革期间的国有企业绩效而言, 单纯观察 TFP 的结果有可能产生误导的信息。

他们用图 3 说明了国有企业所面临的最优化问题: 当国有企业的经理并不以利润最大化为惟一目标时, 较高的生产率水平反而导致了较低的利润。 π 和 Q 分别是国有企业的利润和产出; A_0 和 A_1 是两个不同的生产率水平, 倒

U型曲线代表的是利润和产出的替代关系。国有企业经理的目标函数被假定为 $U(\pi, Q) = \pi + \beta Q$ 。

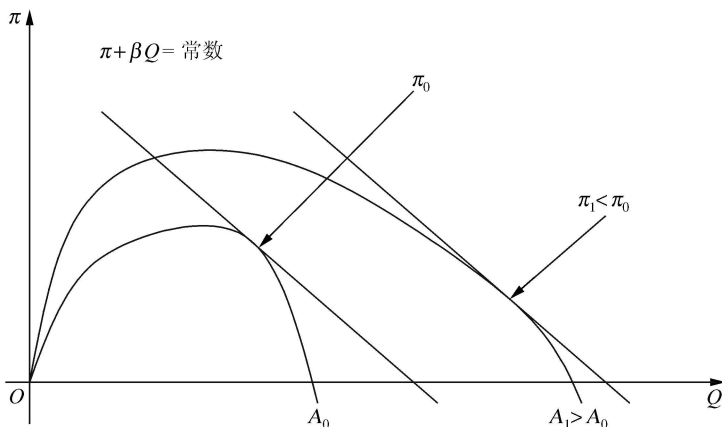


图3 TFP和社会福利的关系

他们观点的逻辑如下。企业的效率是由技术和经营决策这两者共同决定的。生产率的提高使得企业能以更高的效率将投入转化为产出。然而问题在于这一技术上的改进将会如何影响企业对产出水平的选择。当企业追求利润最大化时，它的行为将确保较高的生产率总是能够提高社会福利水平并导致更高的效率。然而当企业的经理从利润最大化的目标偏离时，较高的生产率将会诱发扭曲的经营决策行为，从而部分甚至全部抵消从改进的技术中所得到的效率收益。例如，当国有企业的经理偏好于更高的产出时，更高的生产率（例如 $A_1 > A_0$ ）将会诱使经理更加地远离利润最大化的产出水平。因此，TFP 的增长并不自动地意味着社会福利和效率的改善。

不过，这个批评未必仅仅针对中国国有企业的研究文献，它提出的理论问题具有一般性。诚然，TFP 的研究存在着它的局限性，TFP 以及对 TFP 的度量也始终面临这样和那样的理论挑战，也正因为如此，它才引起了这么多经济学家的关注与兴趣。

四、经验研究方法 with 数据的差异⁶

在已有的研究文献里，对中国国有企业的全要素生产率的变动之所以存有争议，既有数据选择的问题（如使用官方数据，调查数据或者地区数据等），也因为生产函数的设定不同（有的使用柯布—道格拉斯生产函数，有的使用随机前沿生产函数），或者估计方法不同（例如，在计算 TFP 增长率时

⁶ 陈诗一为我准备这一节的内容提供了我所需要的有关数据的支持。

选择参数方法或者是非参数方法)也产生对结果的偏差。下面我们参考一些研究文献来说明在方法和数据上的差异是如何导致不一致的结果的。

(一)关于估计方法

在计算全要素生产率时,一般有两种估计方法:参数方法和非参数方法。参数方法主要应用于时间序列数据的估计。具体而言,在所设定的生产函数里有一个时间参数,它的系数值可以被看作 TFP 的估计值。譬如,如果我们设定一个最简单的柯布—道格拉斯生产函数 $Q = AK^\alpha L^\beta$ 。当我们需要对时间序列数据进行分析时,则要加入时间向量使之扩展成 $Q = Ae^{mt}K^\alpha L^\beta$ 。然后,该函数对时间 t 求导,得到 $q = m + \alpha k + \beta l$, 也就是, $m = q - \alpha k - \beta l$ ⁷。这正好就是 TFP 的增长率。因此,在很多研究里,人们就直接去估计这个时间参数 t 的系数来作为 TFP 的增长率的估计值。这是参数方法。

而对于非时间序列数据,只能使用非参数估计方法来估计 TFP 的增长率。非参数法就是通过对所设定的生产函数的回归,得到资本和劳动产出弹性的估计值,然后使用索洛残差的公式来直接计算出 TFP 的增长率。当然,非参数方法也可以应用于时间序列的数据分析。另外,有时候,参数方法可以与非参数方法混合使用,即在估计时间系数的同时也估计出资本和劳动的产出弹性,然后再用这些弹性根据非参数方法计算出 TFP 的增长率。

举例来说,在我们前面提到的文献里,陈宽等人的论文(Chen, *et al*, 1988a)和胡永泰等人的论文(Woo, *et al*, 1994)虽然设定的生产函数大同小异,但是,前者同时采用了参数估计与非参数估计的混合方法,结果发现,在 1978—1985 年间,国有企业的 TFP 的增长率为 4.8%—5.9%,但用参数法估计出的系数却只有 1.3%,两者相差四倍。万广华(Wan, 1995)曾经指出,采用参数估计会导致对 TFP 的增长率比较严重的低估。这是因为 TFP 的增长率仅仅捕捉了技术进步中的所谓“中性”的那一部分,而实际上,非中性的技术进步可能是 TFP 增长率中最主要的部分。当国有企业在改革以来经历资本—劳动比率不断上升的时候,资本的产出弹性可能下降了,这种变化说明国有企业的技术进步并不是中性的。因此,在胡永泰等人(Woo, *et al*, 1994)以及邹至庄(中文版, 1984)的研究中,TFP 的增长率的估计值显然是低估了中国国有企业的 TFP 的增长率。另外,在参数方法中,TFP 的增长率被简单地假定为整个样本区间是一个平均值,而如果 TFP 的增长率一开始是负的,后来是正的,那么平均值就可能接近于零,这也可能导致用参数方法估计的 TFP 为零增长甚至负增长。

⁷ 这里的小写字母表示增长率。

(二) 关于数据的处理

对中国的情况而言,数据的处理主要涉及工业增加值的价格指数的选择和计算,实际资本存量的估计以及非生产性投入的剔除等问题。在现有的文献里,这些问题看起来比估计方法的问题还要复杂并有差异。

1. 工业增加值(和净产值)以及价格指数。数据处理方面首先碰到的问题是获得时间序列的工业增加值的数据以及平减工业增加值所需要的相应的价格指数。但是,中国的官方统计数据中并没有完整的工业增加值的数据,因为在1994年统计制度调整之前只有工业净产值的数据。所以,大多数的研究使用工业净产值作为产出的数据,这就需要将1994年以后的工业增加值数据根据经验假设近似地换算成工业净产值的数据,如大塚启二郎等人(中文版,2002,第36页;第100—101页);如果使用工业增加值,那么则需要将1993年以前的工业净产值数据根据假设进行近似换算才能得到时间序列的工业增加值数据。

获得了工业净产值的数据以后,又碰到价格指数问题,因为中国的统计数据中缺乏工业净产值和中间产品的价格指数。大多数研究只能使用工业总产值的价格指数作为工业净产值价格指数的近似替代来平减净产值。具体方法往往是用不变价的工业总产值去除当年价的工业总产值来获得工业总产值的平减价格指数。这样做出来的工业总产值价格指数叫做“隐含”的价格指数。大多数研究都是使用这个隐含价格指数来平减工业净产值的。我们在表2利用国家统计局的数据提供了工业总产值的这个隐含价格指数的计算方法。但也有研究使用国家统计局城调队自1984年以来开展的“工业品出厂价格指数”的调查结果对工业净产值进行平减,如谢千里等(中文版,1995)。我们在表3的第5列给出了国家统计局城调队编制的“工业品出厂价格指数”的数据和我们根据这个数据计算出来的1990年不变价的工业品出厂价格指数(第6列)。

但是,用总产值价格指数替代净产值价格指数是有偏差的,因为工业总产值包括了中间投入品的价值,总产值的价格指数(P_g)是净产值价格指数(P_v)和中间产品价格指数(P_m)的加权平均值,即:

$$P_g = \frac{P_v P_m}{(VA/GV)P_m + (1 - VA/GV)P_v},$$

其中,VA和GV分别表示按当年价格计算增加值和总产值。因此,只有总产值、净产值和中间产品这三者的价格变动一致时,净产值价格指数才能用总产值价格指数近似地替代。

可是,随着中国经济的市场化和价格的自由化进程的加快,一般来说,

中间产品的价格要比最终产品来得快一些，这会导致同一时间上的工业总产值的价格指数小于中间产品的价格指数。根据上面的公式可知，工业净产值的价格指数低于工业总产值的价格指数。这样，总产值的价格指数、中间产品的价格指数和净产值的价格指数的关系就变成： $P_m > P_g > P_v$ 。在这种情况下，用工业总产值的价格指数来近似替代净产值的价格指数就势必导致对工业净产值的低估和对中间产品产值的高估，从而低估所计算出的全要素生产率的增长率。

在我们上一部分提到的争论里，价格指数的选择是导致结论差别的一个重要的因素。例如，胡永泰等人（Woo, *et al*, 1994）认为，谢千里等人（Jefferson, *et al*, 1992）的研究之所以得出国有企业的全要素生产率有显著增长的结论，是与他们所选择的工业净产值的价格指数和中间产品价格指数是分不开的。关于对工业净产值价格指数的指责，其原因是这样的，如果接受谢千里等人所使用的数据，那么就可以算出在 1980—1988 年间工业净产值的价格指数是递减的。而胡永泰等人认为，在其他价格都经历上升的期间，工业净产值的价格指数的下降是有悖常理的。

胡永泰等人对谢千里等人使用的中间产品的价格指数也提出了批评。胡永泰等人也采用与谢千里等人类似的三要素总产出生产函数来估计 TFP 的增长率，结果发现，如果使用谢千里等人的中间产品的价格指数，TFP 的增长率为 2.4%，而如果使用他们自己的 300 家大中型企业的中间产品的价格指数，TFP 的增长率则为 -1.4%。所以，胡永泰等人断定，谢千里等人一定过高估计了中间产品的价格指数，低估了中间产品的实际价值，从而也过高估计了国有企业的实际产出以及基于这些数据计算出来的全要素生产率的增长率。

谢千里等人（中文版，1995）回应了胡永泰等人的批评，他们认为，第一，在改革开放的初期，工业净产值的价格指数经历一定阶段的下降趋势是可以理解的，因为随着价格管制的放松，原材料的购进价格上涨得比工业品出厂价格快是可能的，当中间产品的价格指数比总产值价格指数大到一定程度时，就会出现净产值价格指数下降的情况。第二，原来根据原材料市场成本与计划价成本进行加权构造的中间产品价格指数比用作近似替代的工业总产值的价格指数大，但是却符合中国国家统计局城调队自 1984 年开始的中间投入价格指数的调查结果，甚至比后者还要保守一些。因此，他们认为没有过度平减中间产品的价值从而夸大国有企业的全要素生产率的增长率。

表2 中国的工业总产值及工业总产值价格指数的计算

年份 (1)	全国 总计 工业 总产值 (2)	国有及 控股 企业 工业 总产值 (3)	集体 企业 工业 总产值 (4)	全国 工业 总产值 指数 (5)	国有及 控股 企业 工业 总产值 指数 (6)	集体企 业工业 总产值 指数 (7)	以当年价 总产值计 算的全国 工业总产 值增长速度 (上年=100) (8)	由(8)(5) 得到的隐含 的全国工 业总产值 价格指数 (上年=100) (9)	将第9列 换算成1990 年不变价 的全国工 业总产值 价格指数 (10)	由(2)(10) *100得到的 1990年不变 价的全国 工业总产 值(亿元) (11)
1978	4237	3289	948	113.55	114.44	110.58	113.74	100.17	68.99	6141.47
1979	4681	3674	1008	108.81	108.88	108.57	110.48	101.53	70.05	6682.37
1980	5154	3916	1213	109.27	105.61	119.24	110.1	100.76	70.58	7302.35
1981	5400	4037	1329	104.29	102.53	109.01	104.77	100.46	70.91	7615.29
1982	5811	4326	1442	107.82	107.05	109.54	107.61	99.81	70.77	8211.11
1983	6461	4739	1663	111.19	109.39	115.53	111.19	100	70.77	9129.57
1984	7617	5263	2263	116.28	108.92	134.85	117.89	101.39	71.75	10616.03
1985	9716	6302	3117	121.39	112.94	132.69	127.56	105.08	75.4	12885.94
1986	11194	6971	3752	111.67	106.18	117.97	115.21	103.17	77.79	14390.02
1987	13813	8250	4782	117.69	111.30	123.24	123.4	104.85	81.56	16936
1988	18224	10351	6587	120.79	112.61	128.16	131.93	109.23	89.09	20455.72
1989	22017	12343	7858	108.54	103.86	110.48	120.81	111.31	99.17	22201.27
1990	23924	13064	8523	107.76	102.96	109.02	108.66	100.84	100	23924
1991	26625	14955	8783	114.77	108.62	118.4	111.29	96.97	96.97	27456.95
1992	34599	17824	12135	124.7	112.40	133.3	129.95	104.21	101.05	34239.49
1993	48402	22725	16464	127.3	105.70	135	139.89	109.89	111.05	43585.77
1994	70176	26201	26472	124.2	106.50	124.9	144.99	116.74	129.64	54131.44
1995	91894	31220	33623	120.3	108.20	115.2	130.95	108.85	141.11	65122.25
1996	99595	36173	39232	116.59	105.13	120.88	108.38	92.96	131.17	75928.18
1997	113733	35968	43347	113.1	101.03	110.21	114.2	100.97	132.45	85868.63
1998	119048	33621	45730	110.75	100.10	109.1	104.67	94.51	125.18	95101.45
1999	126111	35571	44607	111.58	108.81	106	105.93	94.94	118.84	106118.3

注释:第2—4列总产值单位为亿元,按当年价格计算,第5—7列总产值指数按可比价格计算(上年=100),资料来源:数据都来自《中国统计年鉴》(国家统计局,2000),其中,总产值中1979、1981—1984、1986—1989年的数据在2000年卷中缺项,由《中国工业经济统计年鉴》2001年卷补上,分别来自第19和第22页(其实,该表第2—7列的数据均出现在《中国工业经济统计年鉴》2001年卷的第19—22页上,那里不仅有国有和集体的总产值及指数,还有个体经济和其他经济的总产值及指数,这里从略)。第8—11列为我们计算所得,其中,第8列的增长速度(上年=100)是用第2列当年价工业总产值的下期值除以上期值再乘以100而得到的。

2. 资本存量与资本价格指数。在现有的文献里,资本存量的估计往往都是根据固定资产的价值来折算出来的。直接使用中国统计出版物中的固定资产原值或者净值的数据是不行的,因为这些数据是由不同时间和不同价格水平的投资品的价值简单加总得到的,必须对这些数据做出必要的矫正和价值的平减。中国的统计年鉴中是根据下面的两个公式来计算固定资产原值和净值的:

$$KFO_t = KFO_{t-1} + I_t,$$

$$KF_t = KF_{t-1} + I_t - \delta_t KFO_{t-1},$$

其中, KFO 与 KF 分别表示固定资产原值和净值, I 为按照当年价格计算的固定资产投资额, δ 表示折旧率, t 为年份。

一般来说,由于价格变动的因素,特别是20世纪80年代以后,投资品

的价格上升得很快，因此，改革以来各年的投资价值以及固定资产原值的数据是不可比较的，如果简单地使用固定资产的原值来计算固定资产的增长率势必夸大了实际的增长率。这就是为什么陈宽等人 (Chen, *et al*, 1988a) 批评早期的研究文献可能严重低估了中国国有企业的 TFP 的增长率的一个原因。所以，在后来的研究中，使用固定资产价格指数来平减原值或净值来获得实际值数据的工作成为一个重要的内容。顺便说一下，在估计中国国有企业的实际固定资产净值方面，陈宽等人 (Chen, *et al*, 1988a, b) 的工作率先做出了重要的贡献。

关于固定资产投资的价格指数，《中国统计年鉴》只是从 1993 年才开始每年提供这个指数，而且只有 1991—2000 年的时间序列数据，没有 1990 年以前的数据。⁸ 谢千里等人 (Jefferson, *et al*, 1996, p. 175) 曾经估算了 1979—1992 年的中国固定资本的价格指数，由于国家统计局和谢千里等人的价格指数两者都是采用建筑安装平减指数和设备购置平减指数的加权平均计算出来的，因此《中国统计年鉴》的固定资产投资价格指数与谢千里等人的数据具有一致性。表 3 的第 2—4 列是我们根据国家统计局和谢千里等人的研究文献汇总的中国的固定资产投资价格指数。工业品出厂价格指数也顺便安排在表 3 的第 5—6 列了。

表 3 中国的固定资产价格指数和工业品出厂价格指数

谢千里等人 (Jefferson <i>et al</i> , 1996) 构造的固定资本价格指数 (1990 年 = 100)	《中国统计年鉴》的固定资产投资价格指数 (上年 = 100)	1991 年后根据《中国统计年鉴》数据, 1989 年前采用谢千里等人的数据计算而得的固定资本价格指数 (1990 = 100)	工业品出厂价格总指数 (上年 = 100)	1990 年不变价的工业品出厂价格总指数
1978		41.3		55.98
1979	41.3	41.3	101.5	56.82
1980	41.3	41.3	100.5	57.11
1981	43.8	43.8	100.2	57.22
1982	44.0	44.0	99.8	57.11
1983	47.6	47.6	99.9	57.05
1984	51.0	51.0	101.4	57.85
1985	58.2	58.2	108.7	62.89
1986	66.6	66.6	103.8	65.27
1987	73.9	73.9	107.9	70.43
1988	79.5	79.5	115.0	81.00
1989	98.3	98.3	118.6	96.06
1990	100.0	100.0	104.1	100.00
1991	111.9	109.5	106.2	106.20

⁸ 分别见《中国统计年鉴》1993 年第 269 页(表 7-25)、1995 年第 250 页(表 8-14)、1996 年第 272 页(表 8-14)、1997 年第 283 页(表 8-14)、1998 年第 318 页(表 9-14)、1999 年第 310 页(表 9-14)、2000 年的表 9-14 和 2001 年的表 9-14。

续表

谢千里等人(Jefferson <i>et al</i> , 1996)构造的固定资本价格指数 (1990年=100)	《中国统计年鉴》的固定资产投资价格指数 (上年=100)	1991年后根据《中国统计年鉴》数据, 1989年前采用谢千里等人的数据计算而得的固定资本价格指数 (1990=100)	工业品出厂价格指数 (上年=100)	1990年不变价的工业品出厂价格指数
1992	125.5	115.3	126.3	113.42
1993		126.6	159.8	140.64
1994		110.4	176.5	168.07
1995		105.9	186.9	193.11
1996		104.0	194.3	198.71
1997		101.7	197.6	198.11
1998		99.8	197.3	189.99
1999		99.6	196.5	185.43
2000		101.1	198.6	190.62

资料来源:第2、3列的数据分别来自谢千里等人(Jefferson, *et al*, 1996)和《中国统计年鉴》(国家统计局, 1993—2001各卷)。第4列根据第2、3列计算而得。第5列的数据来自《中国统计年鉴》(国家统计局, 2001年)第297页(表9-12)。第6列为我们重新计算而得。

正如我们提到的,国家统计局公布的固定资产投资价格指数(和上面我们提到的工业品出厂价格指数一样)是基于统计局城调队的调查结果而得,即由国家统计局城市社会经济调查总队组织实施,各省、自治区、直辖市城市社会经济调查队及抽选出的市、县城调队依据国家统计局统一制定的价格统计调查制度向基层采集原始数据汇总后上报所得。固定资产投资价格调查是一种非全面性调查,采用的是重点调查与典型调查相结合的方法。固定资产投资价格调查所涉及的价格是构成固定资产投资额实体的实际购进价格或结算价格。调查的内容包括建筑施工企业产值;构成当年建筑工程实体的钢材、木材、水泥、地方材料(如砖、瓦、灰、沙、石等)、化工材料(如油漆等)等主要建筑材料价格;作为活劳动投入的劳动力价格(单位工资)和各种费用的取费标准;设备工器具购置和其他费用投资价格。⁹

3. 非生产性投入的剔除。众所周知,中国的国有企业部门既有过度就业(所谓冗员)的问题,也因为要承担很多社会的功能和负担很多福利的开支而存在大量非直接生产性的物质和人力资源的投入。但是,中国的统计数据中没有将非生产性用途的资本和劳动从总的资本和劳动的数据中分离出来。有

⁹ 另外,固定资产投资价格调查样本的选择,遵循了以下原则:第一,选择建筑安装工程调查点的原则:(1)样本单位应具有一定覆盖面(2)投资经济活动剪表性剪(3)兼顾不同经济类型(4)选择重点工程(5)兼顾国民经济各门类及不同工程类别。第二,选择其他费用调查点的原则:在选择其他费用调查点时,所遵循的原则与建筑安装工程调查点的原则基本相同,特别是要注意选择那些投资额大的工程。但由于其他费用不易取得,所以在实际操作过程中,应同时在建设单位、施工单位开展重点调查,并辅以典型调查(从管理部门取得资料)。第三,价格调查方式。采用企业报表和调查员走访相结合的方式。第四,权数的确定。固定资产投资价格指数的计算权数是建筑安装工程、设备工器具购置和其他费用三者前三年的平均比重。

意思是，国有企业的产出数据中并没有将为职工及其家庭提供的住房、教育、医疗保健等服务的价值计算在内，却在投入中包含了这些“非直接生产性的投入”。因此，在计算国有企业的全要素生产率的增长率时，如果不把这些非生产性投入做一定的剔除，就可能会低估全要素生产率的增长率。但是如果剔除，究竟做多大的剔除，这是有争议的。

在现有的文献里，陈宽等人是从总的固定资产和职工人数中完全扣除了职工住房投资和非生产性职工这两项。而在谢千里等人（Jefferson, *et al*, 1992）的论文里，则实际上是用样本企业的“生产用资本”来替代总的固定资本的。在另一篇论文里，谢千里等人（中文版，1995）在新增固定资产中仍然扣除了住房投资和非生产性资产，在劳动方面，他们对国有企业的职工做了15%—16%的剔除，对集体企业的职工做了7%—8%的剔除。大塚启二郎等人（中文版，2000，第36页）在估计中国国有企业部门的资本和劳动投入时，也完全剔除了固定资产投资中的住宅投资这一项。在剔除非生产性劳动力时，他们使用1984年和1990年关于国有企业职工构成的数据，计算了直接从事工业生产的职工的比率。这两个年份的生产性职工的比率分别为0.857和0.854，相当于有15%左右的职工是非生产性的劳动投入。

胡永泰等人（Woo, *et al*, 1994）针对陈宽等人的作法曾经有过评论。他们在文章中曾表示过疑义。他们认为企业为职工提供的这些“服务”虽然不是直接生产性的，不直接增加企业的产出，但却对保障企业的生产具有重要作用，因此，即使要做剔除，也只能小心翼翼地做部分的剔除。胡永泰等人自己在回归中发现，如果不剔除“非生产性”的劳动与资本投入，TFP增长率的估计值为-4%，且在统计上显著；剔除了非生产性的投入，TFP的增长率为-2%，但统计上不够显著。当然，他们计算TFP的方法本身也是不同的。但显而易见的是，剔除问题的确是敏感的。

4. 统计数据本身的可靠性。虽然一般人总是认为中国统计数据的质量是靠不住的，但是认真的研究者却始终对官方的统计数据保持着谨慎的乐观态度。这一方面是因为中国的统计报告系统和统计手段在不断地改善，另一方面也因为，对满足研究的目的而言，中国的统计数据还不是那么的糟糕。除了官方出版的统计数据以外，研究者现在获取数据的途径和来源也多样化了，这些都为推动实证研究的深入提供了条件。

就全要素生产率问题的研究文献来说，数据的质量自然也是一个敏感的问题。例如，虽然大多数研究都基本接受乡镇企业比国有企业更有效率的结论，但人们还是关注非国有企业，特别是乡镇企业的数据水分。毕竟，相对于乡镇企业而言，国有企业的统计比较规范和严格一些。中国1997年刊布了1995年全国第三次工业普查资料，乡镇企业多报或虚报产值的问题被证实了。于是，在1997以后出版的统计年鉴里重新矫正了1991—1994年已经公布的统计数据。

表4以1992年为例给出了矫正前后的中国工业企业工业总产值。在1993年卷的《中国工业经济统计年鉴》上,工业总产值为37066亿元,而1997年出版的《中国统计年鉴》则根据第三次工业普查的结果对这个数据做了修正,改为34599亿元,缩小了7.1%。但是,国有企业的产值没有被修正,换句话说,产值的“水分”主要是来自非国有企业部门,特别是集体和城乡个体企业部门。

在现有的文献内,不使用官方的统计数据而是通过自己设计的问卷调查来获取第一手数据的研究不在少数。例如,谢千里和徐(Jefferson and Xu, 1991)、曹(Cao, 1994)、格罗夫斯等人(Groves, *et al*, 1994)以及最近的大琢启二郎等(中文版,2000)等,均使用了对特定行业和大中型企业的调查数据。限于篇幅,我们就不一一介绍了。

表4 中国工业总产值的调整(以1992年为例)

	工业 总产值	国有企业 部门	非国有 企业部门	其中: 集体	城乡个体	其他
调整前	37066	17824	19242	14101	2507	2634
调整后	34599	17824	16775	12135	2006	2634
多报的(%)	7.1%	0%	14.7%	16.2%	25%	0%

资料来源:调整前的数据来自《中国工业经济统计年鉴》(国家统计局,1993),调整后的数据来自《中国统计年鉴》(国家统计局,1997)。

五、解释 TFP 的变动

1. 技术效率与技术进步

在大多数对改革后中国国有工业部门的全要素生产率改善持肯定意见的研究里面,都涉及了导致全要素生产率改善的可能的因素。综观已有的研究文献,这些被提及的因素包括技术效率的提高、技术进步以及规模经济效应的存在。

曹(Cao, 1994)对1980—1988年中国99家钢铁企业的技术效率变动做了实证研究。他设生产函数、成本和利润函数的标准形式如下:

$$Y = f(X),$$

$$C(Y, X) = \min_X \{WX \mid f(X) \geq Y, X \geq 0\},$$

$$\Pi(P, W) = \max_{Y, X} \{PY - WX \mid f(X) \geq Y, X \geq 0, Y \geq 0\},$$

其中, Y 是产出向量, X 是投入向量, W 是投入价格向量, P 是产出价格向量, C 和 Π 分别是成本和利润函数。如果在一个生产单位观察到 (Y^0, X^0) , 则:

$$\text{技术有效率: } Y^0 = f(X^0)$$

技术无效率： $Y^0 < f(X^0)$

发生技术无效率是由于生产给定的产出使用了过多的投入，在这种情况下成本将会：

$$WX^0 > \alpha Y^0, W).$$

由于成本没有被最小化，因此利润没有被最大化：

$$(PY^0 - WX^0) > \Pi(P, W).$$

为了从事计量分析，曹（Cao, 1994）采用了巴特塞和考里（Battese and Coelli, 1992）的前沿函数计量经济学模型定义了“技术效率”：一家给定企业的技术效率被定义为该企业的平均产出与最有效率的企业的平均产出之比。一个具有 N 家企业 T 个时期的样本观测值的模型定义如下：

$$y_{it} = f(x_{it}; \alpha) \exp(V_{it} - U_{it})$$

和

$$U_{it} = \eta_{it} U_i = \{\exp[-\lambda(t - T)]\} U_i, \quad t \in \tau(i); \quad i = 1, 2, \dots, N.$$

技术效率 $TE_{it} = \exp(-U_{it})$ 被定义为

$$E[\exp(-U_{it}) | E_i] = \left\{ \frac{1 - \Phi[\eta_{it}\sigma_i^* - (\mu_i^*/\sigma_i^*)]}{1 - \Phi(\mu_i^*/\sigma_i^*)} \right\} \exp\left[-\eta_{it}\sigma_i^* + \frac{1}{2}\eta_{it}^2\sigma_i^{*2}\right].$$

曹的结果由表 5 给出。他使用随机前沿生产函数估计方法发现，如果令处于生产边界上的企业的技术效率为 1，那么 1980 年，所有企业的平均技术效率的水平为 0.46，而到 1988 年则上升到 0.53，8 年间平均每年增长 1.8%。他还发现，企业的技术效率与企业的规模成正比，大型企业的技术效率高于中小企业。所以他认为，在中国的钢铁企业中存在着规模经济。这个问题我们在后面专门来讨论。

表 5 样本钢铁企业的平均技术效率(1980 年, 1985 和 1988 年)

	1980	1985	1988
所有样本企业	0.46	0.49	0.53
大型企业	0.55	0.59	0.62
中型企业	0.47	0.51	0.55
小型企业	0.25	0.29	0.33

资料来源：曹（Cao, 1994）。

郑京海和刘小玄（2002）的文章将国有企业全要素生产率的改善分解为技术效率改进和技术进步两部分。为此，他们假设，对于 $t = 1, \dots, T$ 的每一期，都存在一个从 $x^t \in R_+^N$ 到 $y^t \in R_+^M$ 的生产技术 S^t ，而 $S^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ 可以生产 } y^t\}$ ， t 时期的产出距离函数即技术效率定义为：

$$D_0^t(x^t, y^t) = \inf\{\theta(x^t, y^t/\theta) \in S^t\}$$

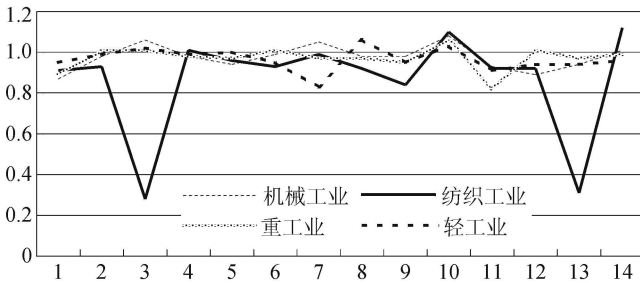
$$= \sup\{\theta(x^t, \theta y^t) \in S^t\}^{-1},$$

定义跨期的距离函数为： $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \inf\{\theta(x^{t+1}, y^{t+1}/\theta) \in S^t\}$ ，那么 t 时期的 Malmquist 指数为 $M^t = D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) \backslash D_0^t(x^t, y^t)$ ， $t+1$ 时期的 Malmquist 指数为 $M = D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) \backslash D_0^{t+1}(x^t, y^t)$ 。于是，为了避免基准的混淆，他们定义了一个产出基础上的度量生产率变化的指数，它是上面两式的几何平均数： $M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = [(D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) \backslash D_0^t(x^t, y^t)) (D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) \backslash D_0^{t+1}(x^t, y^t))]^{1/2}$ 。他们将效率改进 EFFCH 和技术进步 TECH 分别定义为：

$$\text{EFFCH} = D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) \backslash D_0^t(x^t, y^t),$$

$$\text{TECH} = [(D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) \backslash D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})) \backslash (D_0^t(x^t, y^t) \backslash D_0^{t+1}(x^t, y^t))]^{1/2}.$$

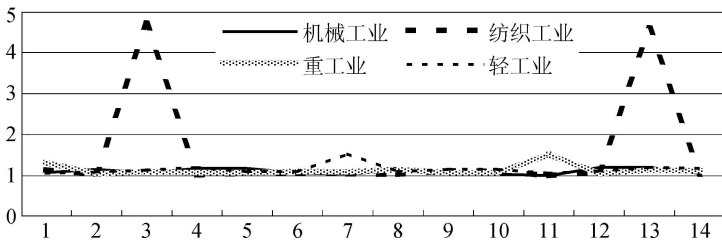
他们根据中国社会科学院 1990 年与 1996 年的两次企业调查，采集了 700 家国有企业的面板数据，给出了行业的数据包络分析方法和 Malmquist 指数分析的结果。在技术效率方面，估计结果表明：1990 年以后，较大部分行业的技术效率得到了极大的提高；在 Malmquist 指数方面，估计结果表明，在所有的部门中，生产率几乎都在增长。在将生产率分为技术效率变化和技术进步之后，他们发现了一个有趣的现象：在机械工业、纺织工业、重工业和轻工业中，技术效率改善的企业都非常少，也就是说大部分企业的生产率增长依靠的是技术进步。因此，他们的结论表明：这些样本企业的技术效率普遍较低，尽管生产率增长引人注目，但这一增长主要是通过技术进步而不是通过提高技术效率。



注释：在郑京海和刘小玄（2002）的原文中，对每个行业效率变化的刻画使用了平均值、最小值、最大值和方差，这里和图 5 只取了平均值。

资料来源：郑京海和刘小玄（2002）。

图 4 样本国有企业效率的变化（1980—1994 年）



资料来源：郑京海和刘小玄（2002）。

图 5 样本国有企业的技术进步（1980—1994 年）

2. 规模经济

规模经济的存在，如果有的话，对中国工业企业，特别是国有企业的 TFP 的增长一定是会有贡献的。不过，与 TFP 是否真有显著改善的问题一样，已有的对规模经济的实证研究也没有真正达成共识。有的研究发现了规模经济的存在，而有的研究并没有发现存在规模经济的足够的证据，甚至有的研究还发现了规模不经济的存在。这些研究的分歧涉及对规模经济的定义，经验研究的判定方法以及数据的问题。这些问题确实相当的复杂。

较早的研究是谢千里（Jefferson, 1990）对中国钢铁行业的分析，钢铁行业一向被认为是具有潜在规模经济的发展行业。谢千里发现，拟合中国钢铁行业的数据可以得到的资本的产出弹性和劳动的产出弹性分别为 0.649 和 0.532，这说明钢铁行业中存在着规模经济。他计算得出，在 1980—1985 年，钢铁行业的 TFP 的增长率中，大约 1/3 是来自这个规模经济的贡献。

1992 年，谢千里、罗斯基和郑（Jefferson, Rawski and Zheng, 1992）利用 1984—1987 年 293 家国有企业和 295 家集体企业（1984）以及 382 家集体企业（1987）的数据采用柯布—一道格拉斯生产函数估计了资本和劳动的产出弹性，再次发现，规模报酬不变的假设不成立。国有企业的规模参数是 1.071（1984）和 1.030（1987），而集体企业的规模参数为 1.048（1984）和 1.020（1987）。不过，他们的结论表明，尽管规模经济对中国工业企业的 TFP 的增长是有贡献的，但 TFP 增长的主要源泉还是技术进步（他们在论文中将 TFP 的增长分解成了技术进步和规模经济的变动）。

我们在前面已经提到过，曹（Cao, 1994）对中国钢铁企业的研究曾经发现，就技术效率而言，中型企业的技术效率水平接近于技术效率的平均值，而大型企业的技术效率则高于平均值，小型企业的技术效率低于平均值。曹认为，这个结论显示出中国的钢铁企业存在着规模经济。郑京海等人（Zheng, et al, 1998）的研究也有类似的结论。他们发现，虽然从所有制来说，国有企业的技术效率低于乡镇企业和集体企业，但是从规模的角度来说，大型企业的技术效率却高于中小型企业。另外，卢荻（Dic, 1999）的研究也

得出了大型企业的 TFP 高于中小型企业类似结论。

大塚启二郎等人(中文版,2000,第3章)却对中国钢铁行业存在规模经济表示怀疑。他们认为,从国际标准来看,中国的大型垂直企业的规模过大,不太可能存在更高的效率。他们运用问卷调查的方法采集了中国1980、1985、1991和1994年的钢铁企业的截面数据拟合了柯布—道格拉斯生产函数,其中规模效应用劳动人数的系数来估计。结果发现,规模系数与零没有多大差别,所以他们认为没有证据说明钢铁企业存在规模经济。但是,他们(Murakami, *et al*, 1996)在对中国机床行业的研究中却发现存在着规模不经济的现象。

寻找企业规模与赢利能力之间的正相关关系也是检验规模经济是否存在的一个方式。不过,有意思的是,在《中国统计年鉴》或者《中国工业经济统计年鉴》上,我们却总是看到,“大型企业”的利润率一直是高于中小型企业的。这是否也能证明规模经济的存在,是值得进一步研究的。我们(张军,2002b)在另一项研究中对利润率与厂商规模之间的关系做了详细的考证。在那里,我们发现,官方统计年鉴上的“大中小型企业”并不是一个按照资产或就业规模定义的“排行榜”的概念。所以,这样定义出来的大型企业的更高的利润率不一定反映规模变动对利润率的积极效应。

例如,根据《中国工业经济统计年鉴》1994年卷的附录里公布的“大中小型工业企业划分标准”,企业的固定资产规模或者就业规模并未作为一个划分企业规模的指标,绝大多数企业则是根据它的产品的“年生产能力”来划分其企业规模的。显而易见的是,由于在“四位数”子行业层面上,产品的性质或产品的组合是不同的,所以,在行业层面上,被划分为“大型”的那些企业所囊括的其实是产品完全不同的企业。比如,在机械部门,“大型企业”涵盖的并不是本行业中固定资产达到某个规模的那些“最大”的企业,而是每个不同产品的生产者中生产能力达到某个指标的那些企业的加总。在这样加总起来的“大型企业”中,它们的实际资产规模是参差不齐的。这就会在行业层面上导致一个有趣的“加总效应”。为了说明这一点,我们以“建材行业”为例。

在建材工业行业,我们根据“大中小型工业企业划分标准”得知,年生产能力120万吨及以上的“水泥企业”被划分为大型(大一)企业,30—60万吨的为中型(中一)企业;而对于“玻璃纤维企业”,被划分为大型(大一)企业的标准则为年生产能力8000万吨及以上,3000—5000万吨的为“中型(中一)企业”。而大型(大一)的“新型建材企业”是指“生产用固定资产原值”在1.2亿元以上的企业,可是“其他建材企业”则满足“生产用固定资产原值”达到1亿元及以上的标准就可以被划分为“大型企业”(大一)。另外,同样被纳入“大型企业”范围的“大二”企业则无论在“年生产能力”和“固定资产”等指标上又都比“大一”企业小得多,尽管它们仍被划分为了

“大型企业”。例如，年生产能力在 60 万吨以上、120 万吨以下的“水泥企业”被划分为“大二企业”。所以，即使在同—个行业里面，这样划分出来的所谓“大型企业”在企业的实际资产规模或就业人数上可以有相当大的差别。

在这种情况下，一旦我们要以行业的固定资产原值作为标准来重新“排行”中国工业的这些所谓的“大中型企业”，那么我们会发现，大型企业与中型企业在实际的规模上会出现大量的“重叠”。在固定资产为 5—10 亿元的规模区间内，我们发现，大型企业有 41 家，中型企业有 6 家；在 1—3 亿元的固定资产的规模区间里，大型企业有 220 家，中型企业有 88 家；在固定资产为 1 亿元以下的规模区间内，大型企业为 1239 家，而中型企业则达到 3772 家。

这就是说，在行业乃至整个工业的层面上，“大型企业”与“中型企业”的区别其实并不表现在资产规模的差异上。情况常常是，在同—个工业部门，—个行业（比如轻工业的手表行业）的“大型企业”在资产规模上甚至小于另一个行业（如轻工业的自行车行业）的“中型企业”或“小型企业”。所以，一旦使用国家的这种口径把整个工业部门的“大型企业”加起来，我们会发现，大型企业的资产规模不比中型企业一定大，甚至可能小。在这种情况下，即使“大型企业”的利润总额可能还要比中型企业少很多，但是由于资产规模是计算“利润率”的分母，所以，这样统计加总的“大型企业”在统计上就很可能显得比中小企业的利润率高。

六、乡镇企业的效率

对非国有企业，尤其是对乡镇企业的研究是有关当代中国经济的现有文献中最重要的内容之一。¹⁰就生产率问题而言，不管这些研究文献在国有企业的全要素生产率问题上存在多大的分歧，它们对乡镇企业的效率表现却表现出相当一致的肯定。乡镇企业的效率在总体上胜过国有企业似乎已经得到了大多数经验研究的证实。例如，伯德和林（Byrd and Lin, 1990）、威兹曼和许（Weitzman and Xu, 1994）、胡永泰等人（Woo, *et al*, 1994）、林青松（1995）、谢千里、罗斯基和郑（Jefferson, Rawski, and Zheng, 1995）以及最近的大塚启二郎等人（中文版，2000）。

不过，谢千里等人（Jefferson, *et al*, 1996）指出，乡镇企业的全要素生产率对价格指数是很敏感的，极可能因为价格和其他数据的不真确而产生误差。我们曾经提到过，乡镇企业的总产值价格指数可能有偏低。例如，如果我们使用乡镇企业的现价总产值与不变价总产值比率来作为隐含的价格指数

¹⁰ 冯曲（2002）最近提供了一个关于对中国乡镇企业的理论和经验研究的文献综述。

的话,那么我们发现,这个指数在1989年以后竟然是下降的,这是不可理解的,而且与国家统计局城调队调查的工业品价格指数在1989—1992年间上涨了20%的结果也不相符。

所以,在谢千里等人(中文,1995)对集体企业(主要是乡镇企业)的研究中,他们选择了与国有企业一样的工业品出厂价格指数来平减集体企业的现价总产值,有助于压缩集体企业的产值中可能存在的较大的“水分”。不过,他们的研究只涵盖了1980—1992年数据。在这个时间里,他们发现,集体企业的总产值的实际增长率不再是原来的16.1%,而是12.4%。集体企业在1980—1992年间的全要素生产率的增长率比他们1992年的研究结果下降了一半多,尽管仍然高于国有企业的全要素生产率的增长率幅度。

在我们最近的一项关于工业改革的研究项目中,我们再次估计了乡镇企业的全要素生产率的增长率,并且我们将研究的时间从谢千里等人的1992年推延到了2000年。在我们的研究中,首先,由于乡镇企业的总产值可能被高估了,这会导致对乡镇企业全要素生产率(TFP)增长率的夸大。因此,我们与谢千里等人(中文,1995)一样,在没有适用于乡镇企业的平减指数的情况下,我们也使用了和国有企业一样的工业品出厂价格总指数(见表6)¹¹去平减乡镇企业的现价总产值。¹²尽管国有企业和乡镇企业在产品结构、质量方面以及市场环境方面有相当的不同,这些不同将导致价格变动上的差异,但由于市场日益一体化,而且乡镇工业是乡镇企业的主体,我们认为可以将国有工业的出厂价格总指数用于乡镇企业作为一个有意义的近似,¹³至少要比原来的隐含价格指数(即现价总产值与不变价总产值之比)更符合实际,而且有降低实际产出增长的效果。

表6 乡镇企业总产值、新增固定资产的价格平减指数
(1990年=100)

	总产值价格 平减指数	新增固定资产 价格平减指数		总产值价格 平减指数	新增固定资产 价格平减指数
	P_g	P_K		P_g	P_K
1978	55.98	41.3	1990	100.00	100.0
1979	56.82	41.3	1991	106.20	111.9
1980	57.11	41.3	1992	113.42	125.5
1981	57.22	43.8	1993	140.64	158.9
1982	57.11	44.0	1994	168.07	175.4

¹¹ 其中1979年的数据摘自孟连和王晓鲁(2000);1984—1992年的数据摘自谢千里、罗斯基和郑(中文,1995)。实际上,2001年的《中国统计年鉴》(国家统计局,2001)给出了1980年以来的所有这些数据。

¹² 该平减方法来自谢千里、罗斯基和郑(中文,1995)。

¹³ 比如,根据计算可得,2000年全国乡镇工业完成增加值18812亿元,占全国乡镇企业实现增加值27156亿元的比重为69.27%,占全国工业增加值的比重上升到47.3%。2000年乡镇企业的现价工业产值为82456亿元,占全部乡镇企业现价总产值116150亿元的70.99%。

续表

	总产值价格 平减指数 P_g	新增固定资产 价格平减指数 P_K		总产值价格 平减指数 P_g	新增固定资产 价格平减指数 P_K
1983	57.05	47.6	1995	193.11	185.8
1984	57.85	51.0	1996	198.71	193.2
1985	62.89	58.2	1997	198.11	196.5
1986	65.27	66.6	1998	189.99	196.1
1987	70.43	73.9	1999	185.43	195.3
1988	81.00	79.5	2000	190.62	197.5
1989	96.06	98.3			

资料来源：总产值价格平减指数 P_g 根据《中国统计年鉴》2001 年卷 9—12 中的工业品出厂价格指数（上年 = 100）计算而得；新增固定资产价格平减指数 P_K 采用谢千里等（Jefferson, *et al*, 1996）估算的 1979—1992 年的固定资本价格指数；1993 年到 2000 年的数据为《中国统计年鉴》1993 年以后各卷物价指数部分提供的固定资产投资价格指数，也转换成了 1990 年不变价。

统计年鉴上的乡镇企业的固定资产原值数据是原始投资积累的简单加总，代表的是时期不同、价格水平不同的投资品的总和。由于中国目前所公布的所有固定资产数据都没有用不变价格平减过，所有这些数据不能为估计固定资产的实际增长提供可靠的依据。尤其自 20 世纪 80 年代以来，由此带来的统计误差由于投资品价格出现了加速上升的趋势而开始变得严重了。于是，我们用以下方法计算 1978—2000 年按 1990 年不变价计算的固定资产：（1）由现有统计得到每年新增固定资产；（2）用固定资产价格指数（ P_K ）去平减每年新增固定资产；（3）将历年平减过的新增固定资产累加起来。我们取 1990 年不变价的固定资产原值（DOF）作为资本投入，并假定 1978 年以前投资品的价格是稳定的，这样 1978 年末的固定资产原值可以作为我们估算的起始值。1990 年不变价的固定资产原值，即平减后的固定资产原值 DOF_t 可用下式进行估算：

$$DOF_t = OF_{78} + \sum_t (OF_t - OF_{t-1}) \gamma P_K,$$

这里 OF_{78} 为 1978 年底固定资产原值， OF_t ， OF_{t-1} 分别为 t 年和 $t-1$ 年的固定资产原值。 P_K 为 t 年固定资产价格平减指数（仍参见表 6）。¹⁴ 平减后的固定资产原值的平均值由下式得到：

$$t \text{ 年的固定资产原值平均值} = (DOF_{t-1} + DOF_t) \gamma 2.$$

这样，经过上述处理，我们就获得了乡镇企业 1979—2000 年的总产值、固定资本和从业人数的完整数据，见表 7。¹⁵

¹⁴ 本文采用谢千里等人（Jefferson, *et al*, 1996）估算的 1979—1992 年的固定资本价格指数，1993 年到 2000 年的数据为《中国统计年鉴》1993 年以后各卷提供的固定资产投资价格指数，由于也是采用建筑安装平减指数和设备购置平减指数的加权平均计算方法，因此与谢千里等人的数据具有一致性。

¹⁵ 这里的总产值、固定资本和从业人数的单位分别为亿元、亿元和万人，所有数据都作了四舍五入处理。

表7 调整后的全国乡镇企业的总产值、固定资本以及从业人数数据

年份	总产值	固定资本	从业人数	年份	总产值	固定资本	从业人数
1979	971.93	290.62	2867.94	1990	9581.11	3758.69	9315.81
1980	1164.59	407.74	2954.51	1991	10943.21	4173.34	9436.97
1981	1287.40	519.38	2984.63	1992	15570.17	4687.75	10117.10
1982	1481.81	636.32	3041.25	1993	22411.01	5707.26	11485.00
1983	1766.64	746.73	3173.77	1994	26999.46	7140.71	12181.00
1984	2934.80	893.15	4221.38	1995	35686.91	8902.28	12439.00
1985	4380.73	1278.30	6093.57	1996	39961.75	10801.93	13184.50
1986	5489.93	1792.63	7458.09	1997	45379.33	12491.70	13279.00
1987	7025.02	2284.26	8371.16	1998	50894.26	13896.38	12793.50
1988	8663.90	2860.77	9175.32	1999	58472.74	15059.27	12620.50
1989	8746.43	3376.08	9456.12	2000	60932.75	16245.39	12762.00

注释:1984年以前的数据为乡村两级数字。

资料来源:1993、1996年乡镇企业现价总产值数据空缺,采取线性插值,其他数据均来自《中国乡镇企业年鉴》相关各卷(《中国乡镇企业年鉴编辑委员会,1978—1987、1989、1990、1991、1992、1993、1995、1996、1997、1998、1999、2000、2001》)。固定资产原值,从业人数数据也来自以上《中国乡镇企业年鉴》各卷。

然后我们构造了中国乡镇企业的柯布—道格拉斯生产函数(C—D函数)和超越对数生产函数来回归估计乡镇企业的资本和劳动的产出弹性系数,并利用这个系数来计算TFP的增长率及其TFP指数(参见附录)。但我们发现利用有约束的C—D函数进行回归,计量结果较之无约束的函数大大改善(见表8)。得到资本的产出弹性 $\alpha_K = 0.376$,表示当资本增长1%时,产出增长0.376%,同时得到劳动的产出弹性 $\alpha_L = 1 - \alpha_K = 0.624$ 。关于乡镇企业的TFP增长率和指数的计算结果,见表9。¹⁶

表8 参数估计结果

系数	C—D函数	超越函数
α_0	-0.471 (-0.910)	-0.568 (-1.338)
α_t	0.089 (3.422)	0.095 (4.483)
α_K	0.376 (1.611)	0.538 (2.714)
$1/2\alpha_{KK}$	n. a.	0.121 (3.135)
β	0.132 (1.532)	0.146 (2.055)
adj. R^2	0.983	0.988
F	396.252	445.005

对于无约束的超越对数型生产函数的估算结果也不理想。我们也进行了规模报酬不变的 t 检验: $H_0: \alpha_K + \alpha_L = 1, \alpha_{KK} = \alpha_{LL} = -\alpha_{KL}$,我们计算得到

¹⁶ 索洛有约束余值法(1.9)式计算出的TFP增长率略低于无约束余值法(1.8)式计算的结果,两者差距逐渐缩小,最后几乎相等,我们这里只给出了(1.9)式计算的结果,即使如此,乡镇企业的TFP增长率仍高于中国经济的TFP增长率,见张军和施少华(2000)“中国经济的全要素生产率的变动:1952—1998”。超越函数同此。

$t^0 = -0.742$, $|t^0| < t_{0.025}(14) = 2.145$, 同样不能拒绝规模收益不变的超越对数生产函数是乡镇企业生产函数适宜形式的假设。我们利用有约束的超越对数生产函数所估算的结果确实特别理想（还参见表 8），从二次项系数较大且显著来看，作为乡镇企业总量生产函数，超越对数生产函数的性能更优于 C—D 函数。¹⁷由估算的 $\alpha_K = 0.538$, $\frac{1}{2}\alpha_{KK} = 0.121$, 得到 $\alpha_L = 0.462$, $\alpha_{KK} = \alpha_{LL} = 0.242$, $\alpha_{KL} = -0.242$, 并计算出了超越函数的产出弹性，然后用与 C—D 函数相同的方法计算出了 TFP 的增长率及指数，见表 9。

表 9 中国乡镇企业的 TFP 指数及其增长率

年份	C—D 函数		超越函数			
	TFP 增长率	TFP 指数	TFP 增长率	TFP 指数	S_K	S_L
1979	—	1.000	—	1.000	-0.016	1.016
1980	-0.003	0.997	-0.068	0.932	0.059	0.941
1981	0.022	1.019	-0.013	0.920	0.115	0.886
1982	0.051	1.071	0.013	0.932	0.160	0.840
1983	0.089	1.166	0.066	0.993	0.190	0.810
1984	0.297	1.512	0.317	1.309	0.160	0.840
1985	0.029	1.556	0.029	1.346	0.160	0.840
1986	-0.026	1.516	-0.049	1.280	0.192	0.808
1987	0.088	1.649	0.068	1.367	0.223	0.777
1988	0.063	1.753	0.039	1.421	0.257	0.743
1989	-0.082	1.609	-0.108	1.267	0.289	0.711
1990	0.078	1.735	0.060	1.343	0.318	0.682
1991	0.089	1.889	0.072	1.440	0.342	0.658
1992	0.310	2.474	0.303	1.876	0.352	0.648
1993	0.234	3.054	0.219	2.288	0.369	0.631
1994	0.071	3.270	0.042	2.383	0.407	0.593
1995	0.210	3.957	0.174	2.799	0.456	0.544
1996	0.004	3.973	-0.019	2.746	0.490	0.51
1997	0.074	4.267	0.050	2.883	0.523	0.477
1998	0.104	4.711	0.078	3.108	0.557	0.443
1999	0.129	5.318	0.114	3.462	0.582	0.418
2000	0.005	5.345	-0.006	3.441	0.599	0.401

注释：TFP 增长率和指数均保留三位小数，下同。

本文综合各种回归计量分析结果，在大样本统计检验可靠的基础上，采用超越对数型生产函数估计的系数，计算出每年可变的资本和劳动的产出弹性值和 TFP，以此分析乡镇企业全要素生产率的变动趋势并进行经济增长因素分析。我们绘制出了超越函数估算得到的乡镇企业全要素生产率增长率及其指数的曲线图（见图 6），然后按照乡镇企业 TFP 增长率波动的周期进行了

¹⁷ 但我们在后面的回归中仍然同时使用了 C—D 函数和超越函数的回归，以便对检测的数据进行比较。

增长因素核算并与全国平均水平进行了比较(见表10)¹⁸

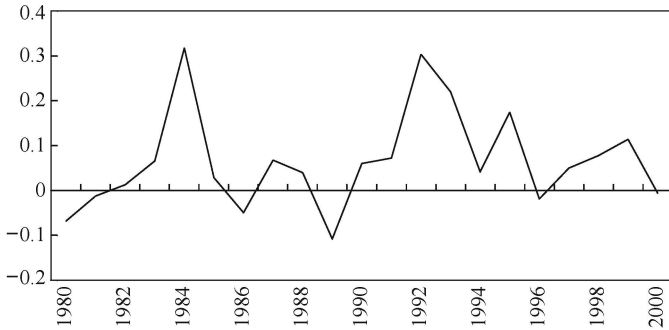


图6(a) 乡镇经济的 TFP 增长率 (1980—2000)

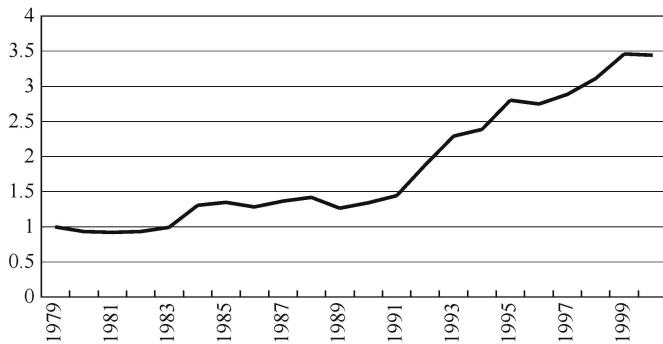


图6(b) 乡镇经济的 TFP 指数 (1979—2000)

表10 乡镇企业部门与中国经济的 TFP 变动与增长因素核算结果的对比¹⁹

	产出增长	TFP 增长	要素增长				
			资	本	劳	动	
乡镇企业部门	1980—	0.219	0.099	0.202	[0.065]	0.076	[0.051]
	2000	100.00	45.21	29.88		23.29	
	1980—	0.295	0.109	0.280	[0.041]	0.167	[0.142]
	1986	100.00	36.95	14.05		48.14	
	1986—	0.168	0.049	0.235	[0.056]	0.082	[0.062]
	1989	100.00	29.17	33.57		36.90	
	1989—	0.253	0.163	0.162	[0.056]	0.052	[0.034]
	1994	100.00	64.43	22.15		13.44	
	1994—	0.217	0.086	0.230	[0.104]	0.040	[0.022]
	1996	100.00	39.63	47.8		10.14	
	1996—	0.111	0.054	0.107	[0.059]	-0.008	[-0.004]
	2000	100.00	48.65	53.02		-3.60	

¹⁸ 增长因素核算中乡镇企业 TFP 增长率采用的是超越函数无约束估算得到的数字,这是为了使增长因素的贡献份额相加为 100,当然不绝对等于 100。除此之外本文其他分析都基于超越函数有约束估算得到的 TFP,两者的分析是一致的。

¹⁹ 平均增长率是利用复利法公式计算的。

续表

	产出增长	TFP 增长	要素增长				
			资	本	劳	动	
中国经济	1980—	0.099	0.037	0.094	[0.047]	0.028	[0.014]
	1998	100.00	37.37	47.38		15.25	
	1980—	0.104	0.046	0.082	[0.041]	0.032	[0.016]
	1986	100.00	44.23	39.34		16.43	
	1986—	0.089	0.029	0.093	[0.046]	0.026	[0.013]
	1989	100.00	32.58	52.14		15.28	
	1989—	0.106	0.036	0.096	[0.048]	0.040	[0.020]
	1994	100.00	33.96	45.19		20.85	
	1994—	0.100	0.036	0.114	[0.057]	0.012	[0.006]
	1996	100.00	36.00	56.89		7.11	
	1996—	0.083	0.023	0.111	[0.055]	0.008	[0.004]
	1998	100.00	27.71	66.73		5.56	

注释：中国经济的对应数据来自张军和施少华(2000)。

我们看到，在每一个波动周期上，乡镇企业部门的 TFP 增长率均高于全国平均水平，其变动趋势也不像全国 TFP 指数那样从 1992 年后有持续下降的趋势²⁰，而仍然是表现出其固有的特征：有上下波动，但总体上处于增长的趋势。由于我们是以工业品出厂价格总指数平减乡镇企业总产值的，这一处理产生了降低实际产出增长的效果，使得我们计算的 TFP 已经显著降低，由此估计出的乡镇企业的 TFP 高于全国平均水平是完全可靠的。

七、结 束 语

关于全要素生产率 (TFP) 的研究虽然有它的局限性，但是作为理解经济增长的方式和结构的重要指标之一，它依然成为经济学家的重要研究对象。从理论上说，全要素生产率的变动捕捉了那些可能影响劳动生产率水平的体制、政策、组织和技术以及其他各种变量变动的效应。因此，经济学家对全要素生产率的理论和经验研究保持着不减的兴趣和不懈的努力。综观主流经济学的研究文献，无论对于高度工业化的经济体 (如 OECD)、对东亚的新兴工业化经济体、还是对所谓新兴的市场经济 (或转轨中的经济)，测度全要素生产率 (TFP) 的水平以及变动的模式始终是当代经济学家思考和认识经济增长和经济发展的主要内容。

中国的工业改革为经济学家关注和考察不同所有制的企业形式以及改革政策对生产率变动的不同影响提供了丰富的经验基础。时间的发展已经使我们有可能在今天来回顾、评述、梳理和分析那些在过去十多年来已经积累起

²⁰ 参见张军(2002a)，“增长、资本形成与技术选择：解释中国经济增长下降的长期因素”，《经济学(季刊)》2002年第1卷第2期，第301—338页。

来的可贵的研究文献。我们认为,对这些文献的综述和分析不仅对于我们认识中国的工业改革,而且对于从整体上理解中国的经济发展模式都至关重要。同时,作为经济研究者,我们也深信已有的文献对于推动中国的统计规范化和改进统计的概念和技术也有积极的探索意义。也只有熟悉了这些经验研究的工作,我们才能更好地解释我们的经验观察,对我们的观察才更有自信。

尽管经济学家在很多具体的技术细节上还有职业上的争议,但他们对中国的工业改革经历在总体上已经取得了基本的共识。这个共识可以概括如下:在1978年开始的旨在向市场经济转型的中国经济体制改革正在彻底地改变着它的工业部门面临的市场结构和工业组织,并不断造就着一个与世界经济更加融合的制造业部门。在这个过程中,中国的工业部门经历着结构性的和体制性的转换。虽然在工业转轨的初期,国有企业部门的生产率有了显著的增长,但是,新的和更有竞争力的工业部门在竞争中却不断获得了高速增长和扩张的机会,使得中国工业部门的生产率改善主要依赖着非国有企业的成长和它的活力。中国工业改革的成就不是挽救了国有企业,而是收缩了国有企业部门的“战线”,诱致了一个非国有的新兴工业部门的崛起。这是到目前为止我们可以从现有的研究文献中获得的一个重要的认识和结论。

附录 关于估计乡镇企业部门全要素生产率(TFP)增长率及其TFP指数的回归模型和计算公式

假设柯布—道格拉斯型的中国乡镇企业的总量生产函数为:

$$Y_t = A_0 e^{\alpha_T t} K_t^{\alpha_K} L_t^{\alpha_L}, \quad (1.1)$$

对上式两边取对数并引入虚拟变量 T_j (j 表示特殊时期), 得到:

$$\ln Y_t = \ln A_0 + \alpha_T t + \alpha_K \ln K_t + \alpha_L \ln L_t + \sum \beta_j T_j. \quad (1.2)$$

当 $\alpha_K + \alpha_L = 1$, 即规模报酬不变时, (1.2) 式可以写成

$$\ln(Y_t/L_t) = \ln A_0 + \alpha_T t + \alpha_K \ln(K_t/L_t) + \sum \beta_j T_j, \quad (1.3)$$

($t = 1, 2, \dots, 22$, 代表时间变量。样本年份:1979—2000年。)

假设中国乡镇企业的超越对数生产函数(同样引入虚拟变量 T_j)为:

$$\begin{aligned} \ln Y_t = & \alpha_0 + \alpha_T t + \alpha_K \ln K_t + \alpha_L \ln L_t + \frac{1}{2} \alpha_{KK} (\ln K_t)^2 \\ & + \alpha_{KL} \ln K_t \ln L_t + \frac{1}{2} \alpha_{LL} (\ln L_t)^2 + \sum \beta_j T_j, \end{aligned} \quad (1.4)$$

当 $\alpha_{KK} = \alpha_{LL} = -\alpha_{KL}$ 以及规模收益不变 $\alpha_K + \alpha_L = 1$ 时, 则(1.4)式变为

$$\ln(Y_t/L_t) = \alpha_0 + \alpha_T t + \alpha_K \ln(K_t/L_t)$$

$$+ \frac{1}{2} \alpha_{KK} [\ln(K_t/L_t)]^2 + \sum \beta_j T_j, \quad (1.5)$$

则超越对数生产函数的资本和劳动的产出弹性计算公式为：

$$S_{K_t} = \partial \ln Y_t / \partial \ln K_t = \alpha_K + \alpha_{KK} \ln K_t + \alpha_{KL} \ln L_t, \quad (1.6)$$

$$S_{L_t} = \partial \ln Y_t / \partial \ln L_t = \alpha_L + \alpha_{LL} \ln L_t + \alpha_{KL} \ln K_t, \quad (1.7)$$

$$\text{且 } S_{K_t} + S_{L_t} = 1.$$

估算产出弹性系数后，我们利用索洛残差方法来计算 TFP 的增长率及其指数。

索洛无约束的 TFP 增长率计算公式为：

$$\dot{\text{TFP}}_t = \dot{Y}_t - \alpha_K \cdot \dot{K}_t - \alpha_L \cdot \dot{L}_t, \quad (1.8)$$

式中 $\dot{Y}_t, \dot{K}_t, \dot{L}_t$ 为产出、资本和劳动的增长率， α_K, α_L 为资本和劳动的产出弹性（超越函数对应的产出弹性为 S_K, S_L ）。

索洛有约束（即引入规模报酬不变假设）的 TFP 增长率计算公式为：

$$\dot{\text{TFP}}_t = (\dot{Y/L})_t - \alpha_K \cdot (\dot{K/L})_t, \quad (1.9)$$

式中 $(\dot{Y/L})_t, (\dot{K/L})_t$ 为人均产出和资本—劳动比率的增长率（产出弹性含义同上）。

TFP 指数的计算公式为：

$$\text{TFP}_t = \text{TFP}_{t-1} (1 + \dot{\text{TFP}}_t). \quad (1.10)^{21}$$

参 考 文 献

- [1] Bai, C., D. Li, and Y. Wang, "Enterprise Productivity and Efficiency: When Is Up Really Down?" *Journal of Comparative Economics*, 1997, 24: 265—280.
- [2] Byrd, W. and Q. Liu (eds), *China's Rural Industry: Structure, Development and Reform*, Oxford: Oxford University Press, 1990.
- [3] Cao, Y., "The Impact of Partially-Introduced Market Mechanisms on the Efficiency of Chinese Industry: The Case of Iron and Steel Industry", *Economic Systems*, 1994, 18: 335—362.
- [4] Chen, K., H. Wang, Y. Zheng, G. Jefferson, and T. Rawski, "Productivity Change in Chinese Industry: 1953—1985", *Journal of Comparative Economics*, 1988, 12: 570—591.
- [5] Chen, K., G. Jefferson, T. Rawski, H. Wang, and Y. Zheng, "New Estimates of Fixed Capital Stock for Chinese State Industry", *China Quarterly*, 1988, 114: 243—266.

²¹ 计算 TFP 指数时，以样本时间序列的第一期为 1.000。

- [6] Dollar , D. , " Economic Reform and Allocative Efficiency in China 's State Owned Industry " , *Economic Development and Cultural Change* , 1991 , 39 : 89—105.
- [7] Denson , E. , *Why Growth Rates Differ* , Washington , D. C. : Brookings Institute , 1967.
- [8] Felipe , J. , " Total Factor Productivity Growth in East Asia : A Critical Survey " , *The Journal of Development Studies* , 1999 , 35(4) : 1—41.
- [9] Groves , T. , Y. Hong , J. McMillan , and B. Naughton , " Autonomy and Incentives in Chinese State Enterprises " , *Quarterly Journal of Economics* , 1994 , 109 : 183—209.
- [10] Huang Y. and X. Meng , " China 's Industrial Growth and Efficiency : A Comparison between the State and the TVE Sectors " , Research School of Pacific Studies , Australian National University , manuscript , 1995.
- [11] Jefferson , G. , " China 's Iron and Steel Industry : Sources of Enterprise Efficiency and the Impact of Reform " , *Journal of Development Economics* , 1990 , 33 : 329—355.
- [12] Jefferson , G. and T. Rawski , " Enterprise Reform in Chinese Industry " , *Journal of Economic Perspectives* , 1994 , 8 : 47—70.
- [13] Jefferson , G. , T. Rawski , and Y. Zheng , " Growth , Efficiency , and Convergence in China 's State and Collective Industry " , *Economic Development and Cultural Change* , 1992 , 40 : 239—266.
- [14] Jefferson , G. , T. Rawski , and Y. Zheng , " Chinese Industrial Productivity : Trends , Measurement and Recent Development " , *Journal of Comparative Economics* , 1996 , 23 : 146—180.
- [15] Jefferson , G. and W. Xu , " The Impact of Reform on Socialist Enterprises in Transition : Structure , Conduct , and Performance in Chinese Industry " , *Journal of Comparative Economics* , 1991 , 15 : 45—64.
- [16] Jefferson , G. and W. Xu , " Assessing Gains in Efficient Production among China 's Industrial Enterprises " , *Economic Development and Cultural Change* , 1994 , 40 : 239—266.
- [17] Jorgenson , D. and Z. Griliches , " The Explanation of Productivity Change " , *Review of Economic Studies* , 1967 , 34(3) : 249—283.
- [18] Lo , D. , " Reappraising the Performance of China 's State-Owned Industrial Enterprises : 1980—1996 " , *Cambridge Journal of Economics* , 1999 , 23 : 693—718.
- [19] Murakami , N. , D. Liu , and K. Otsuka , " Market Reform , Division of Labour and Increasing Advantage of Small Scale Enterprises : The Case of Machine Tool Industry in China " , *Journal of Comparative Economics* , 1996 , 23 : 256—277.
- [20] Naughton , B. , *Growing Out of the Plan : Chinese Economic Reform 1978—1993* , Cambridge : Cambridge University Press , 1995.
- [21] Sachs , J. and W. Woo , " Understanding China 's Economic Performance " , Working Paper 5935 , NBER , Cambridge , MA 02138 , 1997.
- [22] Solow , R. , " Technical Progress , Capital Formation , and Economic Growth " , *American Economic Review* , 1962 , 52 : 76—86.
- [23] Wan , G. , " Technical Change in Chinese State Industry : A New Approach " , *Journal of Comparative Economics* , 1995 , 21 : 308—325.
- [24] Weitzman , M. and C. Xu , " Chinese Township Village Enterprises as Vaguely Defined Cooperatives " , *Journal of Comparative Economics* , 1994 , 18 : 121—145.
- [25] Woo , W. , W. Hai , Y. Jin , and G. Fan , " How Successful Has Chinese Enterprise Reform Been ? Pitfalls in Opposite Biases and Focus " , *Journal of Comparative Economics* , 1994 , 18 : 410—437.
- [26] Wu , Y. , *Productive Performance in Chinese Enterprises : An Empirical Study* , NY : Macmillan Press Ltd. , 1996.

- [27] Wu, Y. , " Productive Growth , technological Progress , and Technical Efficiency Change in China : A Three-Sector Analysis " , *Journal of Comparative Economics* , 1995 , 21 : 207—229 .
- [28] Zheng , J. , X. Liu , and A. Bigsten , " Ownership Structure and Determinates of Technical Efficiency : an Application of Data Envelopment Analysis to Chinese Enterprises (1986—1990) " , *Journal of Comparative Economics* , 1998 , 26 : 465—484 .
- [29] 陈时中、桑庚陶,“经济增长中的综合生产率问题”,载王积业主编《技术进步的评价理论与实践》。北京:科学技术文献出版社,1986年。
- [30] 大塚启二郎、刘德强、村上直树,《中国的工业改革》,中文版。上海:上海人民出版社和上海三联书店,2000年。
- [31] 第3次全国工业普查办公室,《中华人民共和国1995年第3次全国工业普查资料汇编》。北京:中国统计出版社,1997年。
- [32] 冯曲,“中国乡村工业研究的一个评述”,载张军主编《转型与增长》。上海:上海远东出版社,2002年。
- [33] 郭克莎,《中国改革中的经济增长与结构变迁》。上海:上海三联书店,1993年。
- [34] 国家统计局,《中国统计年鉴》。北京:中国统计出版社,各相关年份。
- [35] 贺菊煌,“我国资产的估算”,《数量经济与技术经济研究》,1992年第8期,第24—27页。
- [36] 李京文、郑友敬、杨树庄、龚飞鸿,“中国经济增长分析”,《中国社会科学》,1992年第1期,第15—36页。
- [37] 孟连、王小鲁,“对中国经济增长统计数据可信度的估计”,《经济研究》,2000年第10期,第3—13页。
- [38] 史清琪、秦宝庭、陈警,“衡量经济增长中技术进步作用的主要指标”,载王积业主编《技术进步的评价理论与实践》。北京:科学技术文献出版社,1986年。
- [39] 世界银行,《中国:社会主义经济的发展》,中文版。北京:中国财政经济出版社,1982年。
- [40] 世界银行,《中国:长期发展的问题和方案》,中文版。北京:中国财政经济出版社,1985年。
- [41] 世界银行,《东亚奇迹:经济增长与公共政策》,中文版。北京:中国财政经济出版社,1985年。
- [42] 王君,“国有企业的经济绩效分析”,《经济研究》,1996年第8期,第37—45页。
- [43] 谢千里、罗斯基、郑玉歆,“改革以来中国工业生产率变动趋势的估计及其可靠性分析”,《经济研究》,1995年第12期,第10—22页。
- [44] 张军,《双轨制经济学:中国的经济改革1978—1992》,上海:上海人民出版社和上海三联书店,1997年。
- [45] 张军、施少华,“中国经济的全要素生产率的变动:1952—1998”,《世界经济文汇》,2003年第2期,第17—24页。
- [46] 张军,“增长、资本形成与技术选择:解释中国经济增长下降的长期因素”,《经济学(季刊)》,2002年第1卷第2期,第301—338页。
- [47] 张军,“技术、规模分类与工业组织:中国的大型企业为什么表现更佳?”复旦大学经济学院,未发表的研究,2002年。
- [48] 张军扩,“七五期间经济效益的综合分析”,《经济研究》,1991年第4期,第8—17页。
- [49] 张荣刚,“国有企业的产出增长与要素贡献分析”,《经济研究》,1997年第6期,第27—35页。
- [50] 《中国乡镇企业年鉴》编辑委员会,《中国乡镇企业年鉴》。北京:农业出版社,1978—1987、1989—1993、1995—2001各期。
- [51] 邹至庄《中国经济》(中文版)。天津:南开大学出版社,1984年。
- [52] 郑京海、刘小玄、A. Bigsten,“1980—1994期间国有企业的效率、技术进步和最佳实践”,《经济学季刊》,2002年第3期,第521—540页。

The Industry Reform and Efficiency Change in China : Methodology , Data , Literatures and Conclusions

JUN ZHANG SHAOHUA SHI SHIYI CHEN
(*Fudan Univeisity*)

Abstract The change of Total Factor Productivity (TFP) is always attractive to economists , and the industry reform of China offers a rich empirical data to observe the efficiency results of different ownerships and reform policies. What the economists agree is that the reforms from 1978 have entirely shifted the market structure and industry organization of China , and bring up a manufacturing section that is open to the world economy. And the new Non-SOEs have achieved a much higher growth in the competition than the State Owned Enterprises. We consider that the success of China 's industry reform is not the retrieval of SOEs , but the grow up of market oriented Non-SOEs.

JEL Classification D24 , L60 , P14