第 35 卷 第 6 期
2009 年 6 月

财经研究
Journal of Finance and Economics

Vol. 35 No. 6
Jun. 2009

中国工业生产绩效:1998—2007
——基于细分行业的推广随机前沿生产函数的分析①

干春晖,郑若谷
(上海财经大学 国际工商管理学院,上海 200433)

摘　要:文章利用推广的随机前沿生产函数对我国 1998—2007 年 36 个细分行业的面板数据进行分析,估计了我国工业的技术效率和全要素生产率。分析结果表明,较高市场化程度的经济制度、较大的产业规模和较低的能源消耗均有利于生产效率的提高;我国工业生产效率是存在波动的,而且行业之间的差异十分明显;全要素生产率是在波动中增长的,2003 年是其峰值;行业规模与生产效率表现出了开口向下的抛物线关系,而与全要素生产率却呈反方向变化;总体上,我国工业 TFP 增长主要源自技术进步和资源配置效率的改善,但各行业 TFP 增长的源泉差异巨大。

关键词:生产效率;全要素生产率;技术进步;规模经济性

中图分类号:F016.2　**文献标识码**:A　**文章编号**:1001-9952(2009)06-0097-12

一、引　言

中国工业发展的成果有目共睹,但其增长的质量却广受质疑,因此对我国工业生产绩效的考察是一个具有重要现实意义的课题。全要素生产率(TFP)是衡量生产绩效的重要指标,而对 TFP 进行估计,文献中主要有非参数法和参数法两种方法。非参数法主要有数据包络分析(DEA),它可以对生产率进行分解,但对数据准确性要求较高,受数据统计误差的影响较大。参数法有索洛余值核算法(SRA)和随机前沿分析法(SFA),SRA 假定经济是有效率的,并且不能对 TFP 进行分解;而 SFA 允许技术无效率的存在,并可以对 TFP 进行分解,该方法自提出至今已得到了大量应用(Forsund, Lovell 和 Schmidt, 1980; Schmidt, 1986; Bauer, 1990; Battese 和 Greene 1992, 1993, 1995),本文采用这一方法进行研究。

近年来,利用 SFA 法对我国工业的生产绩效进行研究的学者逐渐增多。姚

收稿日期:2009-03-12

基金项目:国家社科基金项目资助(06BJL042);教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-07-0531)

作者简介:干春晖(1968—),男,江苏常熟人,上海财经大学国际工商管理学院教授,博士生导师;
郑若谷(1983—),男,湖北红安人,上海财经大学国际工商管理学院博士生。

洋(1998)及姚洋和章奇(2001)用随机前沿生产模型研究了中国工业经济的生产效率,不过他们使用的是截面数据,难以展现生产率的动态变化;涂正革、肖耿(2005)用随机前沿生产函数法测算了1995－2002年中国大中型工业企业的技术进步;王争等(2006)从地区层面利用随机前沿生产函数研究了中国地区工业生产绩效的动态表现,他们利用的是省级面板数据,这对SFA的研究是一大拓展;李胜文和李大胜(2008)利用1985－2005年行业面板数据,严兵(2008)利用1999－2006年内外资企业的行业面板数据对我国工业的生产率进行了分析。笔者发现所有这些研究中所估计出来的生产效率(PE)都是随时间单调变化的,例如涂正革、肖耿(2005)、王争等(2006)及李胜文、李大胜(2008)估计的生产效率是逐年递减的,而严兵(2008)估计的则是递增的。生产效率水平表示由生产无效率造成的实际产出与最大可能产出之间的距离,由于各年经济条件的变化,其效率的这种单调变化是值得怀疑的。此外,在现有的SFA文献中大部分是以资本和劳动作为要素投入,而忽视了其他要素如中间投入对生产率变化的影响。为克服这两点,本文利用一些学者(Reifschneider和Stevenson,1991;Kumbhaka,Ghosh和McGuckin,1991)所推广的随机前沿函数对我国1998－2007年的工业生产绩效进行分析,发现效果良好。

二、模型设定和全要素生产率分解

(一)推广的随机前沿模型

随机前沿模型一般形式为:

$$y_{it}=f(x_{it},t)\exp(v_{it}-u_{it}) \tag{1}$$

其中:y_{it}表示产出,x_{it}表示投入要素向量(k×1),t是测度技术变化的时间趋势变量,$u_{it}\geqslant 0$,表示生产无效率项,衡量相对前沿的生产效率水平,而$TE_{it}=\exp(-u_{it})$则是生产效率水平的度量,表示由生产无效率造成的实际产出与最大可能产出之间的距离。下标i和t表示行业和时间,i=1,2,…,N;t=1,2,…,T。随机扰动项有两个部分,v_{it}是一般意义上的随机误差项,它表示统计误差和经济波动等因素造成的随机扰动,假定$v_{it}\sim i.i.d.N(0,\sigma_v^2)$且与$u_{it}$相互独立。

模型的关键在于生产无效率项,Reifschneider和Stevenson(1991)以及Kumbhaka、Ghosh和McGuckin(1991)对u_{it}做了一个较具一般性的假定,并称之为推广的随机前沿模型。他们假设u_{it}相互独立并服从零点截断正态分布$N(z_{it}\delta,\sigma_u^2)$,其中$z_{it}$(p×1向量)是影响效率的因素,δ(1×p向量)为参数。在这种假设下,生产无效率项成为时间和一些解释变量的函数。令$\gamma=\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2+\sigma_v^2}$是误差项的方差中生产无效率方差所占的比重,r值越大,表明生产无效率对生产的波动越具有解释力,同时也表明随机前沿模型比决定性模型更适合。

这一模型是许多之前的随机前沿模型的一般化,如果z_{it}仅含常数1,而且

其他因素及时间变量均不考虑，则模型退化到 Stevenson（1980）情形；如果 δ 全部为 0，则生产无效率项与 z_{it} 无关，从而模型退化到 Aigner，Lovell 和 Schmidt（1977）情形；如果与生产单元有关的一些变量或投入变量包含在 z_{it} 向量中，则模型变为 Huang 和 Liu（1994）的情形。

需要指出的是，这一模型与 Battese 和 Coelli（1992）模型并不是相互包含的关系，而 Battese 和 Coelli 模型是我国学者所广泛采用的模型。根据 Battese 和 Coelli（1992）对生产无效率项的假设，$u_{it}=u_i\exp[-\eta(t-T)]$，并有 $u_i \sim i.i.d.N(\mu,\sigma_u^2)$，在其模型中 $\eta>0$、$\eta=0$ 和 $\eta<0$ 分别意味着无效率项随时间递增、不变和递减，这也是国内学者们在利用随机前沿模型进行分析时所估计出来的生产效率总是单调的原因。

（二）全要素生产率分解

全要素生产率表示增长核算中的“残值”，即是扣除要素增长率之后的产出增长率，用公式表示为：

$$TFP_{it}=\dot{y}_{it}-\sum_{j=1}^{k}s_{itj}\dot{x}_{itj} \tag{2}$$

定义 $\dot{y}_{it}=\frac{d\ln y_{itj}}{dt}$，表示行业 i 的产出在时期 t 的变化率；$\dot{x}_{itj}=\frac{d\ln x_{itj}}{dt}$，表示要素 x 在行业 i 时期 t 的变化率；$\dot{x}_{itj}=\frac{d\ln x_{itj}}{dt}$，表示要素 x 在行业 i 时期 t 的变化率；$s_{itj}$ 表示要素 x_j 在时期 t 行业 i 投入的份额，并且 $\sum_{j=1}^{k}s_{itj}=1$。令 $\varepsilon_{itj}=\frac{\partial\ln f(x_{itj},t)}{\partial\ln x_{itj}}$，表示要素 x_j 在行业 i 时期 t 的产出弹性；$RTS_{it}=\sum_{j=1}^{k}\varepsilon_{itj}$ 表示规模经济效应；令 $\lambda_{itj}=\varepsilon_{itj}/\sum_{j=1}^{k}\varepsilon_{itj}=\frac{\varepsilon_{itj}}{RTS_{it}}$ 表示要素 x_j 相对于总体规模报酬的产出弹性，在规模报酬不变及竞争性要素市场的条件下，$\lambda_{itj}=s_{itj}$，两者的偏离反映的是资源配置效率问题（涂正革、肖耿，2005）。

在这些定义及（1）式的基础上，按照 Kumbhakar（2000），可以对 TFP 增长进行分解：

$$TFP_{it}=\frac{\partial\ln f(x_{it},t)}{\partial t}-\frac{\partial u_{it}}{\partial t}+(RTS_{it}-1)\sum_{j=1}^{k}\lambda_{itj}\dot{x}_{itj}+\sum_{j=1}^{k}(\lambda_{itj}-s_{itj})\dot{x}_{itj} \tag{3}$$

这样 TFP 增长就分解为四个因素的变动：技术进步（TC）、技术效率变化（TEC）、规模经济性（SE）和资源配置效率改善（AE）。令 $TC_{it}=\frac{\partial\ln f(x_{it},t)}{\partial t}$，它表示生产投入要素不变时产出随时间的变化率，代表了技术进步；$TEC_{it}=\frac{\partial\ln TE_{it}}{\partial t}=-\frac{\partial u_{it}}{\partial t}$，表示生产效率随时间的变化率；$SE_{it}=(RTS_{it}-1)\sum_{j=1}^{k}\lambda_{itj}\dot{x}_{itj}$，表

示规模经济性，代表了要素的规模报酬对生产率增长的贡献，是指在其他条件不变的情况下，产出增长比例高于要素规模综合增长比例；$AE_{it}=\sum_{j=1}^{k}(\lambda_{itj}-s_{itj})\dot{x}_{itj}$，代表资源配置效率的改善，表示要素投入结构的变化对生产率增长的贡献。

（三）模型函数形式的设定

本文采用超越对数（translog）的生产函数进行估计，相对于C-D生产函数和CES生产函数而言，这一函数不仅考虑了投入要素之间的替代效应和交互作用，而且还考虑了时间变化的影响，形式上较为灵活，可以有效避免由于函数误设而带来的偏差；同时现有文献中往往将投入要素仅限于资本和劳动，没有考虑中间投入，而事实上在生产过程中中间投入对生产率的作用是不可忽视的。鉴于此，本文采用了三投入要素的超越对数的生产函数，其具体形式为：

$$\ln Y_{it}=\beta_0+\beta_1\ln L_{it}+\beta_2\ln K_{it}+\beta_3\ln I_{it}+\beta_4 t+\frac{1}{2}\beta_5(\ln L_{it})^2+\frac{1}{2}\beta_6(\ln K_{it})^2+\frac{1}{2}\beta_7(\ln I_{it})^2+\frac{1}{2}\beta_8 t^2+\frac{1}{2}\beta_9(\ln K_{it})(\ln L_{it})+\frac{1}{2}\beta_{10}(\ln I_{it})(\ln L_{it})+\frac{1}{2}\beta_{11}(\ln K_{it})(\ln I_{it})+\beta_{12}t\ln L_{it}+\beta_{13}t\ln K_{it}+\beta_{14}t\ln I_{it}+\sum_{j=1}^{35}D_j+v_{it}-u_{it},\ v_{it}\sim i.i.d N(0,\sigma_v^2) \tag{4}$$

其中：Y_{it}表示产出，L_{it}表示劳动，K_{it}表示资本，I_{it}表示中间投入，D_j为行业虚拟变量。

根据Reifschneider和Stevenson（1991）以及Kumbhaka、Ghosh和McGuckin（1991）的模型，我们还必须对u_{it}的形式进行设定。由于u_{it}表示生产无效率，对效率的影响因素有很多，例如制度是对经济增长具有重要影响，行业规模、能源消耗状况、人力资本以及研发力度等也是行业生产效率的重要影响因素。限于数据的可得性，本文将u_{it}设定为制度、行业规模和能源消耗状况的函数，此外我们还考虑时间因素的影响，因此u_{it}的形式为：

$$u_{it}=\delta_0+\delta_1 t+\delta_2 CQ_{it}+\delta_3 M_{it}+\delta_4 Q_{it} \tag{5}$$

其中：CQ_{it}表示制度，M_{it}表示行业规模，Q_{it}表示能源消耗状况。

三、模型估计

（一）变量和数据说明

本文模型所使用的样本为1998—2007年中国细分行业全部国有及规模以上非国有工业企业的产出、资本和劳动力投入的面板数据，数据来源于《中国统计年鉴》（1999—2008年）。由于2002年调整了工业行业的统计口径，增加了工艺品及其他制造业与废弃旧材料回收加工业，同时木材及竹材采运业、

其他采矿业数据不全，因此剔除了这些行业，最终形成了 36 个细分工业行业。

本文采用工业增加值作为产出指标的衡量，并根据分行业工业品出厂价格指数对其进行平减。劳动投入采用年平均从业人数代表；资本投入采用固定资产净值年平均余额代表，并用固定投资价格指数进行平减；中间投入用工业总产值与增加值之差表示。模型的误差项部分还涉及一些生产效率的影响因素变量，对于制度，本文用市场化程度作为衡量指标，以行业国有及国有控股工业企业的增加值与该行业增加值之比表示；对于行业规模，本文用行业总资产与该行业企业数之比来表示；对于能耗消耗状况，本文用能源消费总量与行业增加值之比来代替。

(二)模型估计结果

根据前文对模型的设定，我们利用 1998－2007 年 36 个细分工业行业的面板数据的超越对数生产函数进行了估计(表 1)，估计方法为极大似然估计法。

表 1　推广随机前沿模型回归结果

变量	原始模型	修正模型	变量	原始模型	修正模型
截距(4)	－0.2323 (－0.7495)	－0.3015* (－1.2824)	d1	0.4250** (3.6847)	0.4607*** (7.1508)
lnk	0.0859 (0.4961)	0.1510* (1.2326)	…	…	…
lnl	－0.1896*** (－2.7886)	－0.1790** (－1.9721)	d35	－0.5145*** (－7.3830)	－0.5589*** (－10.0109)
lnm	0.9504*** (5.5445)	0.8525*** (14.8499)	截距(5)	－0.5424*** (－11.8520)	－0.4937*** (－10.1991)
t	－0.0272* (－1.1293)	－0.0090* (－1.7794)	t	0.0251*** (4.6374)	0.0210** (3.4887)
$0.5(\ln l)^2$	－0.0926** (－1.6849)	－0.1053** (－2.9267)	制度	0.6656*** (12.8564)	0.6702*** (15.0595)
$0.5(\ln k)^2$	0.1672*** (7.6198)	0.1745*** (6.1100)	规模	－0.0085*** (－5.4821)	－0.0101*** (－7.1973)
$0.5(\ln m)^2$	0.0342 (0.7206)	0.0264* (1.4869)	能耗	0.0193*** (6.2154)	0.0190*** (5.8403)
$0.5t^2$	0.0032** (2.2018)	0.0028** (2.7232)	σ^2	0.0221*** (17.0811)	0.0218*** (14.3929)
$0.5(\ln k)(\ln l)$	0.1835*** (4.0448)	0.1799*** (3.6908)	γ	0.9999*** (290 103.6)	0.9999*** (9 418.1)
$0.5(\ln m)(\ln l)$	0.0730 (0.6635)	0.0886** (2.4646)	对数似然函数值	515.17	502.02
$0.5(\ln k)(\ln m)$	－0.4076*** (－10.5332)	－0.4042*** (－12.1091)	LR 检验值	361.93***	434.25***
tlnl	0.0044 (0.5655)	0			
tlnk	－0.0043* (－1.3627)	－0.0072** (－3.3706)			d3、d4、d8、d19、d20、d25 不进入修正模型
tlnm	0.0135** (2.2546)	0.0196*** (6.4762)			

注：括号内为 t 统计值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著水平，采用双尾检验。

模型(4)—(5)回归的对数似然函数值为515.17,LR检验值361.93,在1%的水平下是显著的,因此模型是非常显著的。但是主体模型中一些解释变量和部分虚拟变量的显著程度不高,表明模型的虚拟变量可以部分归并。我们首先对原始模型中显著度不高的行业虚拟变量进行逐一剔除,主要有黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、饮料制造业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业和黑色金属冶炼及压延加工业;之后再对主体模型中显著程度不高的解释变量进行修正,我们发现时间和劳动的交互项对产出的影响不显著,将之剔除,从而得到修正的模型。[②]

在修正模型中,对数似然函数值和LR检验均表明模型是非常显著的,并且各解释变量和行业虚拟变量在10%的显著水平下均显著,生产无效率方程各系数的估计值也都具有较高的统计显著性,表明模型具有较强的解释力。模型的r值高达0.9999,并且统计上非常显著,这表明生产无效率在中国工业经济增长中扮演了非常重要的角色。

制度、行业规模和能源消耗状况对生产无效率项在不同程度上都产生了鲜明的影响。制度对生产效率影响强度较大,其系数高达0.6702,表明制度每向市场化方向发展1个百分点,生产效率要提高1.95个百分点,[③]即是说制度朝着市场经济的方向发展是有利于生产效率的提高的。这表明国有制经济比重过大,政府掌握过多的资源时,可能会导致大量的生产无效率。行业规模与生产无效率反向变化,其影响系数为0.0101,即行业规模扩大1个百分点,规模效应将更容易发挥作用,会使生产效率水平的提升1.01个百分点;单位能耗与生产无效率呈正相关,其影响系数为0.0190,表明工业品的单位能耗每下降1个百分点,会促进生产效率提高1.02个百分点。

四、实证分析

(一)工业生产效率

在估计了模型的同时,各细分行业在各年的生产效率估计值也得到了估计(表2)。结果明显地与现有研究不同(如涂正革、肖耿,2005;王争等,2006;李胜文、李大胜,2008;严兵,2008),生产效率是存在波动的。总体上,1998—2007年,我国工业生产效率呈"M"型增长,1999和2004年是两个峰值,而2004年又要高于1999年。

即便是在细分行业层次上,在1998—2007年间我国绝大部分工业行业的生产效率也是存在波动的,不过行业之间存在明显的差别。年均效率最低的五个行业依次为煤气的生产和供应业、烟草加工业、电力蒸汽热水生产供应业、石油加工及炼焦业和有色金属矿采选业,其中大部分为垄断性行业。年均效率最高的五个行业依次为服装及其他纤维制品制造、皮革毛皮羽绒及其制品业、普通机械制造业、医药制造业和纺织业,这些行业的竞争性普遍较强。

表 2 1998—2007 年中国工业生产技术效率

行业	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	年均
H1	0.8165	0.7476	0.7292	0.7271	0.7344	0.7433	0.8685	0.8718	0.8069	0.8235	0.7869
H2	0.9568	0.9959	0.9922	0.9479	0.8829	0.8096	0.9928	0.9992	0.9425	0.9321	0.9452
H3	0.8154	0.8153	0.8745	0.8643	0.9068	0.9716	0.9873	0.9999	0.9467	0.9693	0.9151
H4	0.7544	0.8197	0.7874	0.7486	0.6898	0.6310	0.7402	0.7932	0.8792	0.9317	0.7775
H5	0.9763	0.9970	0.9301	0.8798	0.8763	0.8529	0.9253	0.9575	0.9097	0.9164	0.9221
H6	0.7775	0.8549	0.8753	0.8801	0.8770	0.8984	0.9379	0.9644	0.9957	0.9459	0.9007
H7	0.8780	0.8883	0.9573	0.8969	0.9093	0.9361	0.9775	0.9922	0.9802	0.9356	0.9351
H8	0.9564	0.9669	0.9658	0.9385	0.9373	0.9299	0.9680	0.9797	0.9385	0.9293	0.9510
H9	0.6152	0.6000	0.6099	0.6208	0.6884	0.7893	0.8208	0.8384	0.8795	0.9980	0.7460
H10	0.9453	0.9888	0.9789	0.9571	0.9518	0.9408	0.9691	0.9702	0.9534	0.9415	0.9597
H11	0.9444	0.9551	0.9820	0.9971	0.9346	0.9620	0.9831	0.9798	0.9996	0.9592	0.9697
H12	0.9371	0.9458	0.9401	0.9661	0.9709	0.9848	0.9845	0.9981	0.9986	0.9644	0.9690
H13	0.8194	0.8508	0.8618	0.9467	0.9207	0.9603	0.9813	0.9888	0.9756	0.9999	0.9305
H14	0.9717	0.8894	0.9395	0.9993	0.9697	0.9125	0.9446	0.9740	0.9435	0.9156	0.9460
H15	0.9177	0.9601	0.9125	0.9222	0.9719	0.9574	0.9893	0.9891	0.9737	0.9635	0.9557
H16	0.9932	0.9997	0.9196	0.9502	0.9519	0.8983	0.8756	0.8491	0.8467	0.8186	0.9103
H17	0.9998	0.9672	0.9400	0.9788	0.9558	0.9193	0.8731	0.8552	0.8487	0.8020	0.9140
H18	0.9763	0.9127	0.7361	0.7915	0.8757	0.8517	0.7470	0.6528	0.5741	0.6401	0.7758
H19	0.7411	0.7613	0.7653	0.7957	0.8173	0.8728	0.8986	0.8826	0.8651	0.9077	0.8307
H20	0.8537	0.9525	0.9980	0.9870	0.9684	0.9803	0.9927	0.9812	0.9620	0.9380	0.9614
H21	0.8032	0.9899	0.9435	0.7937	0.8138	0.7455	0.6993	0.6710	0.6716	0.6925	0.7824
H22	0.9998	0.9475	0.9684	0.9865	0.9652	0.9821	0.9362	0.9090	0.8445	0.8917	0.9431
H23	0.9128	0.9159	0.9383	0.9812	0.9993	0.9399	0.9338	0.9187	0.9470	0.9229	0.9410
H24	0.8722	0.9154	0.9384	0.9256	0.9196	0.9745	0.9751	0.9580	0.9820	0.9874	0.9448
H25	0.7254	0.7480	0.7859	0.8044	0.8495	0.9381	0.9482	0.9533	0.9877	0.9558	0.8696
H26	0.7491	0.8505	0.9061	0.9612	0.9101	0.9904	0.9815	0.9624	0.9999	0.9867	0.9298
H27	0.9509	0.9738	0.9464	0.9824	0.9961	0.9465	0.9510	0.9447	0.9410	0.9315	0.9564
H28	0.9532	0.9548	0.9529	0.9579	0.9371	0.9843	0.9997	0.9935	0.9700	0.9641	0.9668
H29	0.9370	0.9430	0.9539	0.9554	0.9804	0.9288	0.9542	0.9533	0.9970	0.9863	0.9589
H30	0.8749	0.8707	0.8411	0.8849	0.9591	0.9857	0.9366	0.8889	0.8902	0.9636	0.9096
H31	0.9321	0.9577	0.9961	0.9699	0.9836	0.9769	0.9799	0.9679	0.9282	0.8994	0.9591
H32	0.8898	0.9151	0.9999	0.9406	0.9483	0.9841	0.9990	0.9865	0.9835	0.8911	0.9538
H33	0.9355	0.9691	0.9120	0.9599	0.8652	0.9984	0.9393	0.9129	0.9284	0.8679	0.9289
H34	0.8200	0.8838	0.7807	0.8017	0.8293	0.8004	0.7409	0.6716	0.6700	0.7213	0.7720
H35	0.3125	0.4262	0.5399	0.7036	0.6650	0.8143	0.8053	0.7844	0.7990	0.9999	0.6850
H36	0.8277	0.8007	0.8384	0.8322	0.7746	0.7514	0.7671	0.7532	0.7098	0.7553	0.7810
总体	0.8642	0.8908	0.8902	0.8884	0.8976	0.9125	0.9268	0.9151	0.9104	0.9092	0.9005

注:H1 为煤炭开采和洗选业,H2 为石油和天然气开采业,H3 为黑色金属矿采选业,H4 为有色金属矿采选业,H5 为非金属矿采选业,H6 为食品加工业,H7 为食品制造业,H8 为饮料制造业,H9 为烟草加工业,H10 为纺织业,H11 为纺织服装、鞋、帽制造业,H12 为皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业,H13 为木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业,H14 为家具制造业,H15 为造纸及纸制品业,H16 为印刷业和记录媒介的复制,H17 为文教体育用品制造业,H18 为石油加工、炼焦及核燃料加工业,H19 为化学原料及化学制品制造业,H20 为医药制造业,H21 为化学纤维制造业,H22 为橡胶制品业,H23 为塑料制品业,H24 为非金属矿物制品业,H25 为黑色金属冶炼及压延加工业,H26 为有色金属冶炼及压延加工业,H27 为金属制品业,H28 为通用设备制造业,H29 为专用设备制造业,H30 为交通运输设备制造业,H31 为电气机械及器材制造业,H32 为电子及通信设备制造业,H33 为仪器仪表及文化、办公用品,H34 为电力、热力的生产和供应业,H35 为煤气的生产和供应业,H36 为自来水的生产和供应业。下表同。

在生产效率的演变趋势上，各行业在考察期也不尽相同。总体上，我国工业1998—2007年生产效率年均增长0.57%。绝大部分行业的生产效率是提高的，煤气的生产和供应业、烟草加工业、有色金属冶炼及压延加工业、黑色金属冶炼及压延加工业和有色金属矿采选业效率提高最快，分别为14.85%、5.67%、3.27%、3.17%和2.74%，这些行业的生产效率得到显著改善。但是，也有行业如石油加工及炼焦业、文教体育用品制造业、印刷业记录媒介的复制、橡胶制品业、电力蒸汽热水生产供应业、化学纤维制造业、自来水的生产和供应业等一共14个行业的生产效率在下降。

利用行业增加值所占的比重为权数，我们计算了各年工业生产效率总体、中位数、上四分位数和下四分位数的变化（图1）。一般来说下四分位数要低于中位数而高于上四分位数，表明规模较小的工业行业的生产效率较低，规模较大的工业行业生产效率较高，而行业规模处于中等水平的行业生产效率则最高。我国工业行业规模与生产效率呈现一种开口向下的抛物线关系。

（二）TFP及其分解

1998—2007年，我国工业TFP[④]年均增长6.77%，这一估计低于涂正革、肖耿（2005）但高于李胜文、李大胜（2008）的估计，其变化呈“W”型增长，并在2003年达到最大值（图2）。经过行业增加值加权的工业TFP，上四分位数远远高于下四分位数，而中位数在2001年之前要高于上、下四分位数，2002年之后则处于二者之间。这表明规模较小的行业TFP增长要高于规模较大的行业，这一结论与李胜文、李大胜（2008）的结论相同。

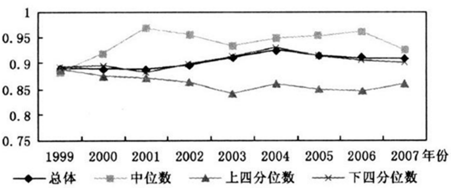

图1　1998—2007年中国工业生产技术效率变化

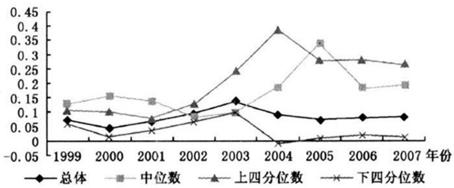

图2　1998—2007年中国工业TFP的波动

从细分行业上看（表3），1998—2007年工业TFP增长最快的五大行业依次为黑色金属矿采选业，煤气的生产和供应业，家具制造业，有色金属矿采选业和木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业；增长最慢的五大行业依次为电力、热力的生产和供应业，黑色金属冶炼及压延加工业，石油加工、炼焦及核燃料加工业，化学原料及化学制品制造业和交通运输设备制造业。可以看出增长较快的多为劳动密集型行业，而增长较慢的多为资本密集型行业，并且增长较快的行业开放度也一般较大、竞争性较强，增长较慢的行业垄断程度一般比较高。

根据前文模型，我们还可以对TFP的进行分解，得到技术进步、技术效率变化、规模经济性和资源配置效率改善四种分解变量，从而进一步挖掘出生产

表 3　1998－2007 年中国工业的 TFP 各分解量的贡献

行业	TFP	贡献（%）			
		TC	SE	AE	TEC
H1	0.1369	24.43	－3.96	77.21	2.32
H2	0.0712	22.60	－1.94	78.43	0.91
H3	0.3683	4.96	11.29	78.29	5.46
H4	0.2711	10.21	－2.05	81.72	10.12
H5	0.1869	12.24	7.68	83.26	－3.19
H6	0.1312	49.53	－52.87	86.02	17.31
H7	0.1522	32.75	－32.49	94.53	5.21
H8	0.0936	48.89	－34.05	88.30	－3.13
H9	0.1122	29.74	－7.29	27.05	50.51
H10	0.0841	77.46	－39.03	61.82	－0.25
H11	0.1582	37.46	－22.08	83.22	1.40
H12	0.1972	27.87	－16.50	86.95	1.68
H13	0.2561	15.71	－14.41	89.75	8.95
H14	0.2865	13.16	－4.97	93.67	－1.86
H15	0.1120	43.18	－32.33	83.87	5.28
H16	0.1360	26.15	－13.11	102.18	－15.23
H17	0.1783	23.98	－2.48	91.87	－13.37
H18	0.0193	275.67	－229.29	260.81	－207.19
H19	0.0448	144.36	88.13	－184.25	51.75
H20	0.1293	38.45	－30.75	83.49	8.81
H21	0.1132	37.93	－53.03	125.13	－10.03
H22	0.1461	29.21	－23.89	102.77	－8.10
H23	0.1606	33.79	－41.27	106.42	1.06
H24	0.0820	70.19	－23.11	35.57	17.34
H25	0.0193	326.39	779.10	－1170.04	164.56
H26	0.1522	35.42	－54.69	97.82	21.46
H27	0.1476	40.98	－50.32	110.67	－1.34
H28	0.1277	49.65	－60.89	110.09	1.15
H29	0.1349	42.73	－43.01	95.78	4.50
H30	0.0701	101.94	6.56	－25.63	17.13
H31	0.1276	55.26	－92.71	140.29	－2.84
H32	0.0752	108.74	－147.25	136.53	1.98
H33	0.2145	23.44	－30.07	109.26	－2.62
H34	－0.0835	－55.79	－226.00	367.66	14.13
H35	0.2885	4.25	0.93	64.82	30.00
H36	0.1031	5.11	15.49	88.34	－8.94
总体	0.0817	62.16	－8.49	38.14	8.20

注：TFP 指的是年平均值。当贡献率与 TFP 符号相同时表示促进了生产率的增长，当符号相反时表示抑制了生产率的增长。

率增长的源泉（见表 3）。总体上，我国工业 TFP 增长主要源自技术进步，其贡献率达 62.16%之多，其次则是资源配置效率改善，占 38.14%，技术效率变化也有一定的贡献，占 8.20%，而规模经济性则对工业 TFP 增长有一定的抑制作用。这表明，1998－2007 年间，我国工业技术进步是明显的，并且随着中国迅速融入世界体系，开放度的增加，资源配置效率迅速得以改善，技术效率

有所提高,但是中国工业经济规模仍然偏小,规模经济效应难以发挥作用。

从细分行业上看,不仅各工业行业TFP增长差异较大,其增长的源泉也极其不同。无疑,对于所有行业而言,技术进步是促进行业TFP增长的,只是在行业之间存在大小的区别。规模经济和资源配置效率都是行业增长的重要因素,技术效率的变化也具有一定的作用,但是它们对于TFP的影响方向却并不一致。只有黑色金属矿采选业,非金属矿采选业,化学原料及化学制品制造业,黑色金属冶炼及压延加工业,交通运输设备制造业,电力、热力的生产和供应业,燃气生产和供应业和水的生产和供应业等8个行业规模经济效应较为明显,而其他绝大多数行业规模经济性没有显现。除了化学原料及化学制品制造业,黑色金属冶炼及压延加工业,交通运输设备制造业和电力、热力的生产和供应业4个行业之外,资源配置效率均得到明显改善。而非金属矿采选业、饮料制造业等一共14个行业的技术效率水平略有下降。

虽然在总体上技术进步和资源配置效率是工业TFP增长的核心要素,但是从各细分行业看来,许多行业,如石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、黑色金属冶炼及压延加工业和有色金属冶炼及压延加工业等行业,各项变量均对TFP变化产生重要影响,只是影响方向不一。而且,许多行业在规模经济性方面的表现要远远大于总体表现。

五、小　结

本文通过对我国36个细分行业1998－2007年的面板数据进行推广的随机前沿估计和全要素生产率的分解的详细讨论,我们得到以下几个主要结论:

第一,生产的非效率在中国工业TFP增长中扮演了非常重要的角色,制度、行业规模和能源消耗状况均是生产效率水平的重要影响因素。经济制度的市场化程度越高越有利于生产效率的提高,在我国当前的经济结构中,行业规模的扩大也是有助于生产效率的提升的,同时降低工业品的单位能耗也有助于生产效率的提高。

第二,不论是总体上还是细分行业层次上,我国工业生产效率即使在1998－2007年间也是存在着波动的,这与现有研究中生产效率的单调性结论明显不同,原因在于本文应用了一个更为一般性的随机前沿的估计模型。我国工业行业规模与生产效率呈现一种开口向下的抛物线关系,行业规模较处于中等水平的行业生产效率,而较大或较小规模行业的生产效率较低,大规模行业的生产效率又比小规模的行业效率要高。

第三,1998－2007年我国工业全要素生产率年均增长6.77%,增长过程呈现出“W”型波动,并在2003年达到最大值,并且TFP与行业规模大小呈反比,规模较小的行业TFP较快,规模较大的行业TFP增长较慢;同时增长较快的多为劳动密集型行业,而增长较慢的多为资本密集型行业;开放程度较

大、竞争性较强的行业一般也较垄断程度较高的行业要快。

第四,总体上,我国工业 TFP 增长主要源自技术进步和资源配置效率的改善,技术效率变化也有一定的贡献,而规模经济性则对工业 TFP 增长有一定的抑制作用。在细分行业上,TFP 增长的源泉存在极大的差异,技术进步对于各行业而言均是促进 TFP 增长的重要因素,但是规模经济、资源配置效率和技术效率变化却是因行业而异的。

注释:

①这里的推广指的是函数误差假设形式的推广,而不是生产函数形式的推广,本文沿用了的 Kumbhaka,Ghosh 和 McGuckin(1991)的叫法,他们在文章中称其为推广的生产前沿分析(Generalized Production Frontier Approach),该模型是之前一些模型的一般化。

②本文在生产函数的选择上还考虑了是否存在技术进步($H_0:\beta_4=\beta_8=\beta_{12}=\beta_{13}=\beta_{14}=0$)和 C—D 生产函数($H_0:\beta_5=\beta_6=\beta_7=\beta_8=\beta_9=\beta_{10}=\beta_{11}=\beta_{12}=\beta_{13}=\beta_{14}=0$)的可能性,最后才确定了文中的模型。

③生产效率 $TE_{it}=\exp(-u_{it})$,本文以国有比重作为制度表示的,因此看市场化方向发展的影响大小为 exp(0.6702)=1.954628。对规模以及能耗的考虑类似。

④本文对整个工业 TFP 及其分解量的计算经过了行业增加值的加权。

参考文献:

[1]姚洋,章奇.中国工业企业技术效率分析[J].经济研究,2001,(10):13—19.

[2]涂正革,肖耿.中国的工业生产力革命[J].经济研究,2005,(3):4—15.

[3]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[J].经济研究,2005,(3):48—59.

[4]李胜文,李大胜.中国工业生产率的波动:1986~2005[J].数量技术经济研究,2008,(5):4—45.

[5]严兵.效率增进、技术进步与全要素生产率增长[J].数量技术经济研究,2008,(11):16—27.

[6]Battese G E, CoeUi T J.Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India[J].Journal of Productivity Analysis, 1992,(3):153—169.

[7]Huang C J, Liu J—T .Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function[J].Journal of Productivity Analysis, 1994,(5):171—180.

[8]Stevenson R F .Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation[J]. Journal of Econometrics, 1980,(13): 57—66.

[9]Bauer P W.Recent developments in the econometric estimation of frontiers[J]. Journal of Econometrics, 1986,46:39—56.

[10]Schmidt P . Frontier production functions[J]. Econometric Reviews, 1986,(4):489—328.

[11]Reifschneider D, Stevenson R. Systematic departures from the frontier: A framework for the analysis of finn inefficiency[J]. International Economic Review, 1991,32:715

—723.
[12]Battese G E, CoeUi T J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data[J]. Empirical Economics, 1995, (20): 325—332.
[13]Kumbhakar S C. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient :a panel data approach[J]. Econometric Review , 2000, (19): 425—460.

Industrial Production Performance in China from 1998 to 2007: Analysis Based on Generalized Stochastic Frontier Production Function of Subdivided Industries

GAN Chun-hui, ZHENG Ruo-gu

(*School of International Business Management*, *Shanghai University of Finance and Economics*, *Shanghai* 200433, *China*)

Abstract: Based on generalized stochastic frontier production function, the paper analyses the panel data of 36 subdivided industries from 1998 to 2007 and estimates the technological efficiency and the total factor productivity of industries in China. The results show that the market-oriented economic system, large industrial scales and low energy consumption are all conducive to the improvement of production efficiency. The industrial production efficiencies in China are fluctuating, and there exist huge differences between production efficiencies of industries. The total factor productivity is fluctuating too, but as a whole, it is rising and reaches the peak in 2003. The relationship between industrial scale and production efficiency is featured by downward-looking parabola, and industrial scale has negative effects on TFP. The growth of industrial TFP is mainly due to technological progress and the improvement of resource allocation efficiency, but the sources of TFP growth between industrial vary wildly.

Key words: production efficiency; total factor productivity(TFP); technological progress; economics of scale

(责任编辑　周一叶)