

## 分报告 9

# 技术进步、技术效率与中国经济增长分析

**内容摘要：**本文利用数据包络分析（Data Envelopment Analysis, DEA）的 Malmquist 生产率指数分析法和随机前沿分析法（Stochastic Frontier Analysis, SFA）研究以我国 28 省为生产单元，1970-2004 年间我国大陆各省 TFP 增长差异产生的主要成因，以及影响技术无效率（技术效率损失）的主要因素。实证结果表明：1）中国各省全要素生产率在 1979-1999 年平均增长 2%，全要素生产率在 90 年代后期以递减的速度增长。其中，技术进步和技术效率在 90 年代后期虽然呈现增长趋势但增长趋于减缓；2）全要素增长的主要动力为技术进步而不是规模效率或技术效率；3）生产中存在技术效率损失，并且有一组变量为影响技术效率的决定因素；4）拥有更高人力资本水平、更开放、更进一步的户口制度改革的省份更接近于生产前沿；5）研究发现公共设施的建设对生产效率不具促进作用；6）此文的实证发现不能支持国有企业比非国有企业效率相对低下这一普遍的观点。

## 一、引言

经济改革和对外开放 30 年以来,中国取得了令人瞩目的经济增长。中国的国民生产总值增长率一直保持在 8-9% 的高水平。但是,区域间的差距也在不断的扩大。在全国各省区的 GDP 中,广东、江苏、浙江等省在全国位居前列,广东一个省的 GDP 就占全国总额的 10%,而经济水平相对落后的云南、新疆、贵州、甘肃、宁夏、西藏的 GDP 还不足广东一个省的 GDP。经济增长并非均衡地分布在全国各地,而增长的不均衡更多的是由于生产效率的不均衡 (Hu,1996)。影响生产效率的因素很多,其中包括政府政策。这些政策包括:70 年代末期实施的旨在吸引国外投资的经济改革;1997 年实施的旨在减少政府干预和增加生产效率的国有企业改革;90 年代晚期实施的旨在放松城乡间自由迁移的户口改革制度;2000 年实施的旨在促进落后西部地区的西部大开发项目等政策。

研究中国地区差异成因的文献总的说来可以分为两大类,第一类使用增长核算 (growth accounting) 方法将经济的增长分解为劳动力、资本和全要素生产率(TFP)的增长,以此获得劳动力、资本积累和 TFP 对经济增长的贡献率(例如,王小鲁和樊纲,2000; Chow and Lin,2002; 张军和施少华,2003; 彭国华,2005; 李静等,2006; 傅晓霞和吴利学,2006; 岳书敬,2008 等);第二类使用随机前沿分析和(或)数据包络分析对 TFP 变化及其组成部分-技术变化、技术效率变化、规模效率变化进行测算和分解,以此推断出技术进步和技术效率等对经济增长的作用以及在形成地区差异中的影响(王燕超等,2007; 王农跃和李杰航,2007; 薛俊波,2008)。

Lovell(1993)定义每生产单元的生产力为其产出对投入的比率。因此,生产力的差异来源于三种因素的影响:生产技术的差异、生产过程中效率的差异和生产中环境的差异。各生产单元的效率被定义为实际的产出对在给定的投入要素下最大可能的产出的比值。这篇文章假定存在一理想化的全国生产前沿。任何偏离生产前沿的行为被认为是因为技术无效造成的(技术无效率项)或者是因为随机波动造成的(随机误差项)。因此,沿着生产前沿的经济个体最有效的利用了现有的资源来提供商品和服务,而偏离生产前沿的经济个体在生产过程中浪费了一些现有的资源。

从计量经济学的角度上讲,有很多方法可用来测量技术效率。其中广泛应用的方法包括非参数类数据包络分析法(Data Envelopment Analysis, DEA)和

参数类随机前沿分析法 (Stochastic Frontier Analysis, SFA)。这篇文章的第一部分是使用 DEA 的 Malmquist 指数法对中国各省 TFP 增长进行测算和分解, 通过将 TFP 变化分解为技术进步变化和技术效率变化来考察这两个因素对中国各省生产的贡献。第二部分, 也是本文的重心部分, 在于使用后一种方法 (SFA 方法) 来测量各省生产过程中的技术无效率指数, 并以其为度量指标来对各个相关变量进行多元回归。这两种方法各有利弊, DEA 方法利用线性规划技术能够直接估算多个决策单元效率之间的相对关系 (或相对有效性) 而无需进行参数估计, DEA 的使用不需要预先知道投入产出指标间的具体函数形式和特定的行为假设, 从而避免了因为主观的人为因素导致的误差。DEA 模型作为一种确定性 (或非参数) 前沿模型, 它无法对技术有效性 (或技术无效率) 的存在与否和生产函数的结构做统计假定检验 (Coelli et al., 1998)。SFA 方法可以让我们将随机前沿分析模型中的误差项分解为统计误差和技术无效误差。换句话说, SFA 方法假定了测量误差 (measurement error) 的存在, 而 DEA 则把所有偏离前沿的行为都归结为技术无效误差。因此, 基于此假定下的 DEA 法对非有效性的估计会产生向上偏差 (upward bias)。

本文的主旨在于: 1) 利用 1970-2004 年省际面板数据和基于 DEA-Malmquist 指数法研究我国各省的全要素生产效率变化 (TFP 变化) 及其影响因素-技术变化和技术效率变化; 2) 利用 SFA 方法对我国各省的技术效率差距及其影响因子进行实证分析。

本文其余部分的结构安排如下: 第二部分介绍 DEA 模型, 数据来源, 并对影响我国各省生产效率进行实证分析; 第三部分介绍和建立效率分析的随机前沿理论模型和实证模型, 分析和讨论影响各省技术效率变化的一些可能的决定因素; 汇报并分析计量结果。最后一部分总结本文的主要发现及提供相关政策建议。

## 二、数据包络分析法 (Data Envelope Analysis, DEA)

### (一) DEA 方法

DEA 方法最早由美国运筹学家 Charnes, Cooper and Rhodes (1978) 创建。它是一种使用数学规划模型评价具有多个输入和输出的“部门”或“决策单元” (Decision Making Unit, DMU) 间的相对有效性的非参数统计估计方法。根据对各 DMU 观察的数据判断 DMU 是否为 DEA 有效, 从而在决策单元之间进行

比较（魏权龄，2004）。按照研究角度的不同，DEA 方法可以分为基于产出和基于投入两种。产出导向的模型为在给定产出水平下使投入最小化，投入导向的模型则为在给定投入要素下追求产出最大。传统的 DEA 模型有很多种，其中包括 Charnes, Cooper and Rhodes(1978) 提出的 CCR 模型和 Banker, Charnes and Cooper (1984)提出的 BCC 模型。CCR 模型假定生产技术存在不变规模报酬，然后对下面线性规划问题进行求解， $\max_{\theta, \lambda} \theta, s.t. -\theta y_i + y\lambda \geq 0, x_i - x\lambda \geq 0, \lambda \geq 0$ ，其中  $x_i$  和  $y_i$  分别是第  $i$  个生产决策单位的投入和产出向量， $x$  和  $y$  分别是所有生产决策单位的总投入和产出量。经过求解， $\theta$  的值就是第  $i$  个生产决策单位的效率值。如果  $\theta = 1$ ，则说明其具有完美的技术效率，否则就说明其位于生产前沿之下，存在着  $1-\theta$  的技术效率损失。BCC 模型延伸了 CCR 模型的思想，只是剔除了 CCR 模型中规模报酬不变的假设，而以规模报酬变动取代。BCC 模型能将纯粹技术效率和规模效率区分开来，可以衡量受评估单位在既定的生产技术情况下，是否处于最适生产规模状态。最后 CCR 模型下计算的技术效率除以 BCC 模型下计算的纯技术效率值，得到单个决策单元的规模效率值。

## （二）Malmquist 生产率指数的分解

Malmquist 指数最先由 Malmquist (1953) 提出，Cave et al. (1982) 首先将该指数应用于生产率变化的测算。此后与 Charnes et al. (1978) 建立的 DEA 理论相结合，在生产率测算中的应用日益广泛。在实证分析中，学者普遍采用 Fare et al. (1994) 构建的以产出为基础的 Malmquist 生产率指数。从  $t$  期到  $t+1$  期，全要素生产率增长的 Malmquist 指数可以表示为：

$$M_0(x_t, x_{t+1}, y_t, y_{t+1}) = \left[ \frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \times \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} = \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \times \frac{\left[ \frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2}}{\left[ \frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2}} = Ech \times Tch$$

其中  $(x_t, y_t)$  和  $(x_{t+1}, y_{t+1})$  分别表示  $t$  期和  $t+1$  期的投入和产出向量； $d_0^t$  和  $d_0^{t+1}$  分别表示以  $t$  期技术  $T_t$  为参照， $t$  期和  $t+1$  期的距离函数。Ech（公式中第一项）和 Tch（公式中第二项）分别代表技术效率变化指数和技术变化指数。其中综合技术效率变化指数（Ech）又可进一步分解为纯技术效率指数(Pech)和规模效率指数(Sech)。即，

$$Ech = \frac{(\text{技术效率} \times \text{规模效率})_{t+1}}{(\text{技术效率} \times \text{规模效率})_t} = \frac{(\text{技术效率})_{t+1}}{(\text{技术效率})_t} \times \frac{(\text{规模效率})_{t+1}}{(\text{规模效率})_t} = Pech \times Sech。$$

所以 Malmquist 生产率指数最终可以分解为技术进步变化指数(Tch)、纯技术效率变化指数 (Pech) 和 规模效率变化指数 (Sech), 即 :

$$M_0(x_t, x_{t+1}, y_t, y_{t+1}) = TFPch = Tch \times Ech = Tch \times Pech \times Sech$$

。通过测算生产单元和生产前沿的平均距离得出技术效率值, 对其进一步分解, 可计算出纯技术效率和规模效率值。限于本文篇幅考虑, 这里没有对 DEA-Malmquist 方法的详细数学过程进行介绍, 1 而是重点考虑各省生产效率与它的影响因子之间的实证分析。

### (三) DEA-Malmquist 分析所需相关数据

这篇文章用的数据为 1970-s2004 年间 28 个省 (包括三个直辖市, 北京、天津和上海) 的面板数据。海南和西藏因为数据缺失而排出在样本外。生产函数中的产出 *PGDP* 为省的 *GDP*。生产过程中使用三种投入要素: 劳动力 (*L*)、人均物资资本 (*K*) 和人力资本 (*H*)。 *PGDP*、 *K*、 *L* 数据来自于中国经济研究中心 (CCER) 数据库。CCER 的数据库主要来源于国家统计局出版物, 比如《中国统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》、《中国工业交通能源 50 年统计资料汇编 1949-1999》、《中国工业经济统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》等。表 1 给出了这篇文章分析所需要变量的统计描述。*H* 代表的是初等、中等、及高等教育学生入学的平均数, 用来作为人力资本库存的代理变量, 其中初等、中等、及高等教育学生入学数据来自《新中国五十五年统计资料汇编》。

表 1 随机前沿模型变量的统计描述

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
ln(PGDP)	950	5.6508	1.4537	1.8752	9.0439
ln(L)	950	15.5615	1.0639	12.7543	18.6044
ln(K)	950	7.1483	0.8477	4.7238	9.0454
ln(H)	950	5.2572	1.1407	2.2083	10.2142

注:*PGDP*(1 亿人民币);*K*(人均人民币);*L*(万人);*HIGHWAY* 和 *RAILWAY*(公里/平方公里,km/km<sup>2</sup>);70 年代出的一些 *H* 数据缺失。

### (四) DEA-Malmquist 实证分析结果

使用 DEAP 软件, 对 1979-1999 年我国大陆各省市自治区全要素生产率的变化进行估计, 并将 TFP 变化指数 (Malmquist 生产率指数) 分解为技术效率变化指数和技术变化指数, 其中技术效率变化指数有进一步分解为纯技术效率变

<sup>1</sup>有兴趣者可以参考 Farrel (1957), Fare(1994), Coelli (1996)。

化指数和规模效率指数。结果见表 2。图 1 对应的是各个指数变化趋势图。总的看来，中国各省全要素生产率呈现增长趋势，全要素生产率在 1979-1999 年平均增长 2%，这个数值与 Maddison(1998)得出的中国在 1978-1995 年间 TFP 平均增长率为 2.23%是相一致的。但低于郑京海和胡鞍钢（2004）实证分析得出的增长率值（4.6%）。虽然技术进步和技术效率在 90 年后虽然呈现增长趋势但长速变得越来越缓慢。规模效率除了 90 年代末有下降趋势外，其它年份都呈现正的增长。并且，我们可以看到全要素增长的主要动力为技术进步而不是规模效率或技术效率。TFP 增长速度的放慢和技术进步是推动 TFP 增长的重要因素这两个发现是跟 Zheng and Hu（2004）相一致的。

表 2 1979-1999 年度平均 Malmquist 指数变化及其分解结果

Year (年份)	Tfpch (全要素增长率)	Techch (技术进步)	Effch (综合技术效率)	Pech (纯技术效率)	Sech (规模效率)
1979	1.022	1.001	1.020	1.017	1.003
1980	1.019	1.010	1.009	1.006	1.002
1981	1.015	1.000	1.014	1.010	1.004
1982	1.019	0.997	1.022	1.020	1.001
1983	1.025	1.003	1.022	0.992	1.030
1984	1.023	1.018	1.005	1.033	0.973
1985	1.030	1.020	1.010	1.003	1.007
1986	1.015	1.007	1.008	1.006	1.002
1987	1.024	1.023	1.000	1.003	0.997
1988	1.035	1.033	1.002	0.999	1.003
1989	1.018	1.015	1.003	0.999	1.003
1990	1.016	1.009	1.006	1.000	1.006
1991	1.017	1.021	0.996	0.995	1.000
1992	1.025	1.026	0.999	0.996	1.002
1993	1.035	1.031	1.004	0.997	1.007
1994	1.034	1.027	1.007	1.000	1.007
1995	1.026	1.021	1.005	1.005	1.000
1996	1.017	1.010	1.006	1.004	1.002
1997	1.009	1.009	1.000	1.000	1.000
1998	1.005	1.005	1.000	1.000	1.000
1999	1.002	1.003	0.998	1.000	0.999
均值	1.020	1.014	1.007	1.004	1.002

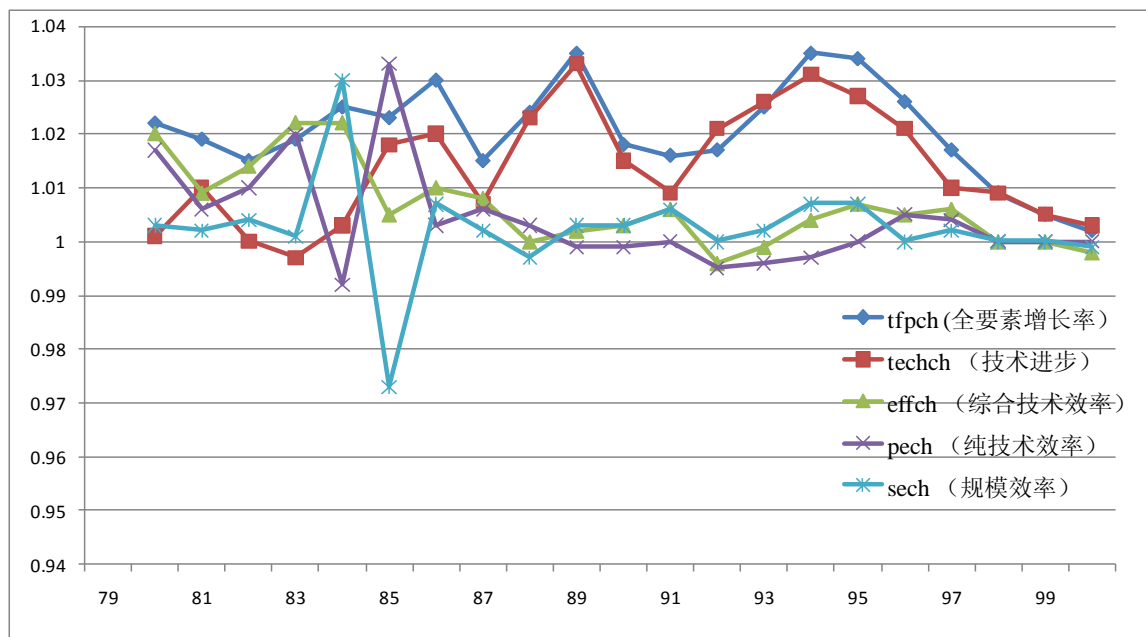


图 1 1979-1999 年度平均 Malmquist 指数变化及其分解趋势图

表 3 是中国 28 省市 1979-1999 年平均全要素生产率变化及其分解。从表 3 可以看出，中国 28 省市在 1979-1999 年平均全要素生产率增长 2%，技术进步为 1.4%，综合技术效率为 0.7%。北京、吉林、安徽、广西和云南生产的规模效率增长呈放慢趋势。表明在本研究的时段内全要素增长主要是技术进步在起作用。

表 3 1979-1999 年度中国各省平均 Malmquist 指数及其分解结果

province (省)	tfpch (全要素增长率)	techch (技术进步)	effch (综合技术效率)	pech (纯技术效率)	sech (规模效率)
北京	1.021	1.021	1.000	1.000	1.000
天津	1.022	1.018	1.004	1.000	1.004
河北	1.017	1.013	1.004	1.001	1.003
山西	1.019	1.013	1.006	1.005	1.001
内蒙古	1.022	1.012	1.009	1.008	1.001
辽宁	1.016	1.013	1.004	1.001	1.003
吉林	1.020	1.013	1.007	1.007	0.999
黑龙江	1.016	1.012	1.004	1.002	1.001
上海	1.016	1.016	1.000	1.000	1.000
江苏	1.015	1.013	1.001	1.001	1.001
浙江	1.020	1.013	1.008	1.007	1.001
安徽	1.019	1.013	1.006	1.007	0.999
福建	1.024	1.012	1.012	1.000	1.012
江西	1.020	1.013	1.007	1.006	1.001

山东	1.017	1.013	1.004	1.001	1.003
河南	1.018	1.013	1.006	1.003	1.002
湖北	1.019	1.014	1.005	1.003	1.002
湖南	1.018	1.013	1.006	1.006	1.000
广东	1.019	1.014	1.005	1.003	1.002
广西	1.022	1.013	1.009	1.010	0.999
四川	1.018	1.013	1.005	1.000	1.005
贵州	1.024	1.013	1.011	1.017	0.994
云南	1.024	1.013	1.011	1.011	0.999
陕西	1.019	1.012	1.007	1.007	1.000
甘肃	1.019	1.012	1.007	1.010	0.997
青海	1.029	1.017	1.012	1.000	1.012
宁夏	1.031	1.019	1.012	1.000	1.012
新疆	1.028	1.015	1.012	1.002	1.011
平均值	1.020	1.014	1.007	1.004	1.002

表 4-6 分别是中国各省在 1979-1999 全要素增长率、技术进步和规模效率的排名。从表 4-6 的结果我们可以得到如下结论：

全要素生产率提高速度最快的省为经济相对落后的宁夏、青海、贵州和云南省。宁夏和青海的长速最快，在 3%左右。长速最慢的为江苏省，在 1.5%。

中国各省技术进步的差异较小，技术进步最快的是北京、宁夏，在 2%左右。技术进度最慢的在甘肃、陕西等省，在 1.2%。

技术效率提升最快的省为青海、宁夏、新疆、贵州。江苏、上海和北京的技术效率较之以前没有提高。

**表 4 1979-1999 年度中国各省全要素增长率排名**

Province (省)	Tfpch (全要素增长率)	Rank (排名)
宁夏	1.031	1
青海	1.029	2
新疆	1.028	3
福建	1.024	4
贵州	1.024	4
云南	1.024	4
天津	1.022	7
内蒙古	1.022	7
广西	1.022	7
北京	1.021	10
吉林	1.020	11



浙江	1.020	11
江西	1.020	11
山西	1.019	14
安徽	1.019	14
湖北	1.019	14
广东	1.019	14
陕西	1.019	14
甘肃	1.019	14
河南	1.018	20
湖南	1.018	20
四川	1.018	20
河北	1.017	23
山东	1.017	23
辽宁	1.016	25
黑龙江	1.016	25
上海	1.016	25
江苏	1.015	28

表 5 1979-1999 年度中国各省技术进步排名

Province (省)	Techch (技术进步)	Rank (排名)
北京	1.021	1
宁夏	1.019	2
天津	1.018	3
青海	1.017	4
上海	1.016	5
新疆	1.015	6
湖北	1.014	7
广东	1.014	7
河北	1.013	9
山西	1.013	10
辽宁	1.013	10
吉林	1.013	10
江苏	1.013	10
浙江	1.013	10
安徽	1.013	10
江西	1.013	10
山东	1.013	10
河南	1.013	10

湖南	1.013	10
广西	1.013	10
四川	1.013	10
贵州	1.013	10
云南	1.013	10
内蒙古	1.012	24
黑龙江	1.012	24
福建	1.012	24
陕西	1.012	24
甘肃	1.012	24

表 6 1979-1999 年度中国各省综合效率排名

Province (省)	Effch (综合技术效率)	Rank (排名)
福建	1.012	1
青海	1.012	1
宁夏	1.012	1
新疆	1.012	1
贵州	1.011	5
云南	1.011	5
内蒙古	1.009	7
广西	1.009	7
浙江	1.008	9
吉林	1.007	10
江西	1.007	10
陕西	1.007	10
甘肃	1.007	10
山西	1.006	11
安徽	1.006	11
河南	1.006	11
湖南	1.006	11
湖北	1.005	12
广东	1.005	12
四川	1.005	12
天津	1.004	13
河北	1.004	13
辽宁	1.004	13
黑龙江	1.004	13
山东	1.004	13

江苏	1.001	26
北京	1.000	27
上海	1.000	27

虽然在本研究的这段时间 1979-1999 内全要素生产率、技术进步及技术效率都较之以前有呈现上升趋势，但 DEA 研究只能给出在这段时间内各省生产的相对有效性(相对效率)，它并不能告诉我们各省的生产是否都处于最佳生产前沿或最佳有效状态(有效性)。为此，我们需借助于随机前沿分析法(Stochastic Frontier Analysis, SFA)来确定生产中可能出现的技术效率损失(技术无效率)及其产生的主要因素。

### 三、随机前沿分析法 (Stochastic Frontier Analysis, SFA)

#### (一) SFA 理论模型

早在 30 年前，Aigner, Lovell and Schmidt (1977) 和 Meeusen and van den Broeck (1977) 用随机前沿模型来研究横截面数据，直至近期 Battese and Coelli (1995) 延伸了他们的模型，得以使技术非效率因素纳入面板数据形式的随机前沿生产函数。这篇文章采用的是 Battese and Coelli (1995) 模型，该模型中技术的非效率被设定为一系列解释变量的方程。具体的讲，面板形式的随机前沿生产函数形式为：

$$Y_{it} = f(X_{it}; \beta) \exp(\varepsilon_{it}) = f(X_{it}; \beta) \exp(V_{it} - U_{it}) \quad (1)$$

其中  $Y_{it}$  是省  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) 在  $t$  期 ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) 的实际产出； $X_{it}$  为投入向量； $\beta$  是我们要估计的参数； $\varepsilon_{it}$  为误差项且由两个独立的元素组成  $V_{it}$  和  $U_{it}$ 。它们相互独立且都独立于  $X_{it}$ 。 $X_{it}$  进一步假定为等同步分布 (independently and identically distributed, i. i. d) 变量且服从零均值、不变方差的正态分布，即  $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。 $U_{it}$  为非负随机变量且用来解释生产中的技术非效率部份。也就是说我们假定  $U_{it}$  服从均值  $z_{it}\delta$ 、方差  $\sigma_u^2$  和零处截尾 (truncated at zero) 的正态分布，即  $U_{it} \sim N^+(z_{it}\delta, \sigma_u^2)$ 。(1) 示中的技术非效率指数 ( $U_{it}$ ) 可表示成，

$$U_{it} = z_{it}\delta + W_{it} \quad (2)$$

其中  $z_{it}$  为导致生产无效率的解释向量， $\delta$  是我们要估计的参数。 $W_{it}$  定义为均值为零、不变方差  $\sigma^2$  和在  $z_{it}$  截尾的正态分布。

有很多的研究 (Page, 1981; Pitt and Lee, 1981; Kalirajan, 1981; Kalirajan and Shand, 1985; Jaforullah, 1999) 采用的是二阶段估算法, 单独估计生产前沿 (公式 (1) 和技术效率的影响因素 (公式 (2))。即在第一阶段根据生产函数测度出效率的估计值, 然后在第二阶段用一系列解释变量 (zit) 对其进行回归分析。很显然这种二阶段估算法犯有自相矛盾的错误, 因为效率值的估计是建立在它们在第一阶段是等同步分布的基础之上的, 但是在第二阶段估计出的效率值却被假定为一些变量的函数。这就意味着它们并不是等同步分布, 除非这些解释变量同时等于零 (Coelli et al., 1988)。而且在第二阶段用 OLS 做回归分析无法反映因变量 (Uit) 被限定为非负数这一事实。这种二阶段分析法不大可能得出跟一阶段分析法一样的有效估计值 (Coelli, 1996)。鉴于这些原因, 我们利用 Battese and Coelli (1995) 的模型和一阶段的、极大似然估计法 (MLE) 来同时估计前沿生产函数和效率模型中的参数。极大似然函数为  $\sigma^2$  和  $\gamma$  的方程。其中  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ,  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ 。即  $\sigma^2$  测度的是复合误差 (Vit - Uit, 或  $\varepsilon_{it}$ ) 的总方差,  $\gamma$  测度的是两个误差的相对重要性。那么, 技术非效率公式表达为:

$$TE_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it}^*} = \frac{F(X_{it}; \beta) \exp(V_{it} - U_{it})}{F(X_{it}; \beta) \exp(V_{it})} = \exp(-U_{it}) = \exp(-z_{it} \delta - W_{it})$$

(3)

其中  $Y_{it}$  为观察到的产出,  $Y_{it}^*$  为前沿产出。技术非效率的预测则基于条件期望值  $E(TE_{it}) = E(\exp(-U_{it}) | \varepsilon_{it})$ 。关于 MLE 方法及技术效率的具体计算和推导方法读者可参考 Battese and Coelli (1993)。这部份计量的运算使用的是 FRONTIER 4.1 (Coelli, 1996) 软件。

## (二) SFA 实证模型

这篇文章首先把式 (1) 作为超越对数形式来考虑, 进而检验我们是不是应该用柯布-道格拉斯函数。这种灵活的函数形式提供了一种对未知生产函数的二阶近似 (Christensen et al., 1973)。一般地, 超越对数函数写成:

(4)

$$\begin{aligned} \ln(PGDP_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(L_{it}) + \beta_3 \ln(H_{it}) + \beta_4 T + \beta_5 \ln(K_{it})^2 + \beta_6 \ln(L_{it})^2 \\ & + \beta_7 \ln(H_{it})^2 + \beta_8 T^2 + \beta_9 \ln(L_{it}) \ln(K_{it}) + \beta_{10} \ln(L_{it}) \ln(H_{it}) + \beta_{11} \ln(L_{it}) T \\ & + \beta_{12} \ln(K_{it}) \ln(H_{it}) + \beta_{13} \ln(K_{it}) T + \beta_{14} \ln(H_{it}) T + (V_{it} - U_{it}) \end{aligned}$$

其中 PGDP 表示省的 GDP, K 和 L 分别表示物质资本和劳动力投入。H 表示人力资本。T 为时间变化趋势，它作为额外的投入包括到函数中，代表随着时间变化的技术变化。

我们使用广义似然比检验 (Generalized Likelihood Ratio Test, GLR) 来决定选择柯布-道格拉斯还是超越对数函数形式以及来检验时间变化趋势是否存在。GLR 检验定义为:  $LR = -2[LR-LU]$ ，其中 LR 和 LU 分别为约束模型和无约束模型的对数似然函数值 (log 函数值)。GLR 检验统计量近似地服从自由度为约束数目的卡方分布 ( $\chi^2$  分布)。参考以往的经验分析文章，我们选取的跟示 (4) 中的无效性 ( $U_{it}$ ) 相关的变量有：人力资本 (H) (Huffman, 1977; Benhabib and Spiegel, 1994; Adkins, Moomaw, and Savvides, 2002); 交通变量 - 高速公路的密度 (HIGHWAY) 和铁路密度 (RAILWAY); 开放程度 (FDI) (Yao and Zhang, 2001; Fleisher and Chen, 1997)。而且我们包括一些被认为可能对技术效率影响很大的变量。这些变量是：

户口制度 (URBAN)：户口制度实施于 50 年代，它用来限制城乡间的劳动力和资本的自由移动。户口制度造成的扭曲阻碍了劳动力市场的发展，以至于导致劳动力分配的无效率 (Cai, wang and Du, 2002; Au and Henderson, 2004)。正是因为城乡间的劳动力分配不平衡这一结果，和同等发展水平的国家相比，中国拥有最高比例的农村劳动力和最低的劳动生产力 (Cai et al., 2002)。同样地，由户口制度引起的对劳动力迁移的限制导致了非最优的城市规模 (Au and Henderson, 2004)，这就潜在地限制了对区域经济增长影响至关重要的集聚外部性 (agglomeration economics) - Jacobs 外部性的强度 (Jacobs, 1969)。为了反映户口制度这一变量对技术效率的影响，这篇文章把城市人口的比例 (URBAN) 这一变量纳入计量模型中来侧面研究户口制度的技术有效性，我们的初始预计是这个变量会提高效率，即在技术无效性回归分析中系数为负值。

国有企业的规模 (SOE)：自从 80 年代企业改革以来国有企业的表现一直成为一个热门话题。一些实证研究发现国有企业的生产效率在 80 年代有实质性的提高 (Chen, Wang, and Zheng, 1988; Jefferson and Rawski, 1994)，但

是 Chen and Feng (2000) 的发现正好与其相反。另外, Raiser (1997), Bouin (1998), 和 Diwan and Chen (1999) 的实证分析发现国有企业在 90 年代表现欠佳。一般共识似乎是国有企业的效率低于非国有企业, 并且变现出的低效率是由于所有权和控制权的分离、预算软约束及其它问题 (Lin and Tan, 1999)。因此, 我们定义变量 SOE 为国有企业的产出占该省的 GDP, 且把它作为国有企业规模大小的代理变量用于计量模型中。我们的预计是这个变量降低效率, 即在技术无效模型中估计出的系数为正。

政府大小 (GOVT): 我们用政府的消费支出占省 GDP 的份额 (GOVT) 来作为政府规模大小的代理变量。有分析表明政府支出跟产出呈倒 U 关系 (Barro, 1990; Armev, 1995)。根据 Armev 的说法, 政府支出从零水平开始起初会增加总产出, 但到某一点政府支出的增加会产生挤出效应, 从而导致产出较少。鉴于政府大小和经济产出的不确定关系, 我们对它的符号不做预测。

区域固定效应 (COASTAL, NORTHEAST, CENTRAL, and WESTERN): 上述建议的解释变量也许非常有限, 而且区域的某些特有特征有可能没有被上述变量所体现到但却有可能会影响到某该区域的产出表现。因此有必要在技术无效模型中包括三个虚拟变量 (COASTAL, CENTRAL, and WESTERN) 来控制观测不到的区域异质性。以往的经验分析文章发现沿海地区的表现相对于中西部地区更有效 (Tong, 1997; Shiu, 2002; Yang, 2002)。

定义完所有变量后, 技术无效模型 ((2) 式) 可具体表示成:

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1 URBAN_{it} + \delta_2 HIGHWAY_{it} + \delta_3 RAILWAY_{it} + \delta_4 H_{it} + \delta_5 FDI_{it} + \delta_6 SOE_{it} + \delta_7 GOVT_{it} + \delta_8 COASTAL_{it} + \delta_9 CENTRAL_{it} + \delta_{10} WESTERN_{it} + \delta_{11} T$$

(5)

在此模型设定下我们进行三类检测。第一类检测我们对零假设  $H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{11} = 0$  进行检测。换言之, 我们检测模型生产中是否存在技术损失 (技术无效率), 如果不存在技术损失, 那么我们将一切偏移与生产前沿的误差都归之为统计误差。第二类检测我们将检验我们选择的上述解释变量能否能够解释这些技术无效效应 (如果存在的话), 也就是说我们检测零假设  $H_0: \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$ 。第三类检测我们对零假设  $H_0: \delta_8 = \delta_9 = \delta_{10} = 0$  进行检测, 换句话说我们检测是否存在区域固定效应。

### (三) SFA 所需相关数据

在技术无效模型中，URBAN 被定义为城市人口占全省人口的比例。HIGHWAY 和 RAILWAY 分别表示为每平方公里高速公路和铁路的公里数。FDI 为省的外商直接投资占 PGDP 的比例。GOVT 为省政府消费支出在省 GDP 的份额。技术无效函数中的变量 URBAN、HIGHWAY、RAILWAY、FDI 和 GOVT 来自于中国经济研究中心 (CCER) 数据库。表 7 给出了这篇文章分析所需要变量的统计描述。包含在无效函数的变量还有 SOE。定义为国有企业占省 GDP 的产出份额。这个变量来自《新中国五十五年统计资料汇编》。由于 70 年代初内蒙古、湖北和广东的 H、HIGHWAY 和 RAILWAY 的部分数据缺失。这篇文章采用线性趋势插值法将这些数据补齐，所以有可能产生测量误差 (measurement error)。

表 7 随机前沿模型变量的统计描述

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
URBAN	950	0.2441	0.1492	0.0734	0.7475
HIGHWAY	950	0.2036	0.1299	0.0021	0.7984
RAILWAY	950	0.0235	0.0560	0.0002	0.3856
FDI	950	28.7968	102.3543	0.0000	994.056
SOE	950	0.6636	0.21090	0.0487	0.979
GOVT	950	0.1028	0.0464	0.0000	0.2856
COASTAL	950	0.3182	0.4668	0.0000	1.0000
CENTRAL	950	0.2149	0.4209	0.0000	1.0000
WESTERN	950	0.3552	0.4850	0.0000	1.0000

注: PGDP (1 亿人民币);  $K$  (人均人民币);  $L$  (万人); HIGHWAY 和 RAILWAY (公里/平方公里, km/ km<sup>2</sup>); 70 年代初的一些 H、HIGHWAY 和 RAILWAY 数据缺失。

我们在无效函数中包括三个区域虚拟变量 (COASTAL、CENTRAL 和 WESTERN) 来反应无效函数中无法捕捉到的区域异质性。我国政府把经济地区分为沿海地区、东北地区、中部地区和西部地区。沿海地区覆盖 9 个省 (其中包括 3 个直辖市)。这 9 个省为北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东。作为我国旧工业基地的东北部地区包含黑龙江、吉林和辽宁省 3 个省。中部地区包括 6 个省 - 山西、河南、安徽、湖北、湖南和江西。欠发达西部地区包括 9 个省 (含 3 个自治区) - 甘肃、贵州、青海、陕西、四川、云南、广西、内蒙古和宁夏。

#### (四) SFA 实证分析结果

本文的实证分析利用 Coelli (1996) 开发的 FRONTIER 4.1 软件, 这个软件应用最大似然估计 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 法联立估计随机生产前沿模型和技术无效模型。我们采用了一系列的统计检测来检验模型的设定 (model specification) 问题、技术无效性是否存在以及是否存在技术变化等问题。表 8 给出了广义似然比检验 (GLR) 结果。

第一类检验利用 GLR 检验统计量判断在 5% 显著水平上拒绝“生产函数为柯

布-道格拉斯形式”这一零假设。对应的检验统计量 607.77 大于 $\chi^2$  的临界值 17.67，故拒绝柯布-道格拉斯函数而采用我们先前提出的超越对数函数。第二类检验结果表明我们在 5%显著水平上拒绝“生产函数无技术变化”这一零假设。第三类检验结果表明“无效率效应”零假设被拒绝，意味着我们使用随机生产前沿方法是合理的且技术效率损失（技术无效率）确实存在于生产中。第四类检验在 5%显著水平上拒绝“所选的解释变量不能够解释技术无效率”零假设。第五类检验旨在检验“区域固定效应同时等于零”零假设。同样，零假设在 5%显著水平上被拒绝，表明技术无效率模型应该考虑区域固定效应。

表 8 前沿函数模型及技术效率模型参数假设检验的 GLR 检验结果

检验	零假设 ( $L_R$ )	Log 函数	$\chi^2_{0.95}$ 临界值	统计检验量
1	$\beta_5 = \beta_6 = \dots = \beta_{14} = 0$	72.81	17.67	610.56*
2	$\beta_4 = \beta_8 = \beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{14} =$	-154.94	10.37	1072.83*
3	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{11} =$	-278.82	21.74	1287.46*
4	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$	-80.37	17.67	923.71*
5	$\delta_8 = \delta_9 = \delta_{10} = 0$	268.46	7.05	202.42*

注：星号 (\*)表示在 5%水平上统计显著。参数 $\gamma$  服从混合卡方分布。5% 显著性水平对应的单边广义似然比检验的临界值取自 Kodde and Palm (1986)。

这五类检验的结果表明合理可靠的最终模型形式应该为包括时间趋势的超越对数生产函数（示（4））和包括 10 个外生变量的技术无效函数（示（5））。表 9 给出各参数估计的结果。参数 $\gamma$ ，被定义为  $\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ ，为 0.7692 且在 5%水平上统计显著，表明生产函数中的误差有 76.92%来自于区域的效率因素，较高的 $\gamma$  值也体现了无效率因素能够解释模型总误差的重要性和随机前沿模型设定的合理性和可靠性。

总的说来，无效函数中的参数估计符号跟我们预计的符号相吻合。变量 H, URBAN 和 FDI 的符号都为负且在统计上显著，支持了人力资本、城市化进度（或户口制度的松弛度）和开放程度是提高技术效率的重要因素这一假说。GOVT 的符号为负，意味着目前的政府大小已经达到了它的最佳规模水平，进一步的增加政府规模将降低生产效率，这个结果和财政地方分权（fiscal decentralization）的假说是一致的(Qian and Roland 1998; Lin and Liu 2000)。SOE 的符号为负但统计上不显著。在这篇实证分析中我们发现交通变量 HIGHWAY 和 RAILWAY 的系数为正，暗示了高速公路和铁路设施的建设对生产的无效性。出现这种情况的原因在于，根据 Boarnet (1995)的解释“…(公共资本)有可能在小于省的划分单元下是有效的。公共资本有可能通过经济行为从一个地方移到附近的地方而促进该地方私有部门的生产率…公共资本在小的



地理划分（比如大都市或城市）表现出有效性，但在大一点的地理划分（比如说省一级）下无效率…公共资本的重要影响是赋予某一地方相对于同一个省下的其它地方的地方优势。那么这些地方优势在省一级的汇总效应就等于零（zero-sum）…”。

表 9 生产前沿函数和技术无效函数模型的最大似然估计（MLE）结果

生产前沿函数			技术无效函数		
变量	系数	t 值	变量	系数	t 值
常数项	-10.2461	-4.98*	常数项	4.2581	28.48*
ln(L)	2.2349	6.48*	URBAN	-2.5609	-29.64v
ln(K)	1.2678	-4.87*	HIGHWAY	0.2350	2.72*
ln(H)	1.0347	2.96*	RAILWAY	0.8207	5.12*
T	0.0021	0.05	H	-0.4420	-27.20*
[ln(K)] <sup>2</sup>	0.0865	-5.41*	FDI	-0.0013	-21.65*
[ln(L)] <sup>2</sup>	0.0724	2.51*	SOE	-0.0162	-0.37
[ln(H)] <sup>2</sup>	0.0259	3.41*	GOVT	0.5789	2.89*
T <sup>2</sup>	0.0028	14.77*	COASTAL	-0.2358	-6.78*
ln(L) ln(K)	0.1578	5.81*	CENTRAL	0.0017	0.09
ln(L) ln(H)	-0.0065	-0.78	WESTERN	0.1315	5.26*
ln(L) T	-0.0056	-2.49*	T	-1.3871	7.25*
ln(K) ln(H)	0.0473	-3.57*	$\sigma^2$	0.0298	17.08*
ln(K) T	0.0538	-2.21*	$\gamma$	0.7761	16.49*
ln(H) T	0.0137	5.65*			

注：技术无效率函数中的参数表示的是无效率效应。因此参数为正表示负的产出效应；\*表示在 5%水平上统计显著，\*\*表示在 1%水平上统计显著。

图 2 给出的是随着时间变化的技术效率均值走势图，从图上可以看到技术效率呈缓慢上升趋势。平均效率从 70 年代早期的最低水平升至 90 年代中期的最高值，之后呈现下降趋势，这个结果跟在 DEA 分析中发现的现象是相吻合的。模型得出的平均效率值为 38.18%，表明在样本所在的这段时间内，平均来讲，根据现有的投入量省的生产量只达到了最大可能产出的 38.18%。

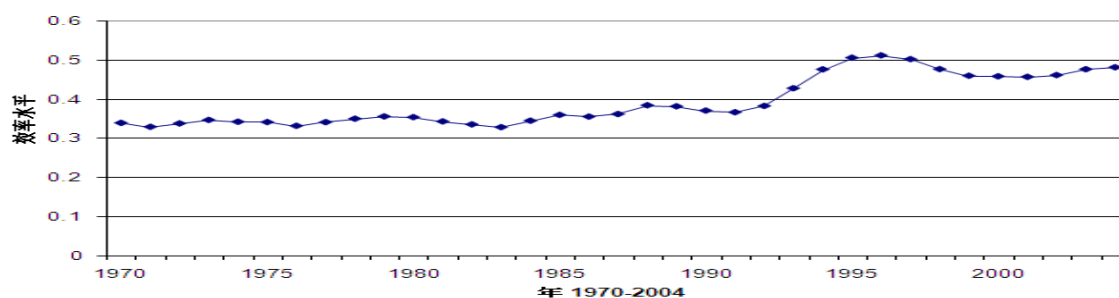


图 2 均值效率水平走势 (1970-2004)

表 10 比较了各个省在各个时间的效率值，并且对各省的平均效率值进行了排序。我们可以看到有些省份像上海、江苏、广东、山西和山东它们的效率水平波动非常大。而且，省际间的效率差异也相当的大。比如说，在 1970、1980、1990 及 2000 这四个年份，最大效率值出现在上海市或山西省，分别为 0.951、0.973、0.975 和 0.977。而宁夏或青海的效率最低，分别为 0.078、0.113、0.170 和 0.121。此外，表 10 给出了根据 1970-2004 年间各省平均效率值的省排名。山西和上海排在最前，宁夏和青海排在最后。

表 10 基于平均效率水平的省际排名，各省的效率最大值和最小值和各年的效率最大值和最小值

按省份					按年份		
省	最小值	最大值	平均值	排名	年	最小值	最大值
<i>沿海地区</i>					1970	0.078	0.951
上海	0.544	0.988	0.917	1	1971	0.087	0.928
广东	0.381	0.973	0.636	3	1972	0.086	0.929
江苏	0.487	0.942	0.551	6	1973	0.093	0.925
山东	0.323	0.824	0.51	7	1974	0.106	0.867
天津	0.31	0.812	0.452	8	1975	0.117	0.873
北京	0.321	0.621	0.443	9	1976	0.11	0.796
附件	0.287	0.684	0.411	11	1977	0.113	0.872
河北	0.314	0.584	0.41	12	1978	0.112	0.954
浙江	0.321	0.675	0.397	13	1979	0.109	0.974
<i>东北地区</i>					1980	0.113	0.973
辽宁	0.471	0.698	0.573	4	1981	0.107	0.975
黑龙江	0.489	0.708	0.559	5	1982	0.109	0.976
吉林	0.321	0.432	0.373	15	1983	0.112	0.97
<i>中部地区</i>					1984	0.12	0.987
山西	0.325	0.95	0.796	2	1985	0.131	0.986
湖北	0.295	0.565	0.416	10	1986	0.135	0.981
河南	0.301	0.456	0.348	16	1987	0.138	0.977
湖南	0.302	0.428	0.346	17	1988	0.146	0.978
安徽	0.28	0.389	0.325	18	1989	0.141	0.977
江西	0.261	0.33	0.272	21	1990	0.17	0.975
<i>西部地区</i>					1991	0.129	0.96
四川	0.221	0.52	0.376	14	1992	0.131	0.965
内蒙古	0.259	0.326	0.282	19	1993	0.134	0.986

新疆	0.171	0.412	0.276	20		1994	0.144	0.984
广西	0.177	0.376	0.251	22		1995	0.143	0.988
陕西	0.311	0.301	0.245	23		1996	0.135	0.987
云南	0.142	0.296	0.217	24		1997	0.128	0.985
甘肃	0.117	0.213	0.169	25		1998	0.12	0.983
贵州	0.099	0.209	0.168	26		1999	0.12	0.979
宁夏	0.078	0.173	0.128	27		2000	0.121	0.977
青海	0.081	0.158	0.119	28		2001	0.123	0.981
						2002	0.134	0.983
						2003	0.136	0.98
						2004	0.133	0.984

与此同时，为便于直观的观察技术效率的分布情况我们把每个省估计出来的平均效率值显示在图 3 上。从图上我们可以清楚的看到沿海地区的省份相对于中西部省份更有效率。这个发现是跟 Tong (1997), Yang (2002) 和 Shiu (2002) 的发现是一致的。西部省份像青海、宁夏、云南和贵州的效率排在了 28 省的最底端。四川是个例外，排在了第 15 名。中部地区比沿海地区表现的要差一点。山西省是个例外，这篇文章发现它是最有效的一个省。排在第二名的是沿海城市上海。

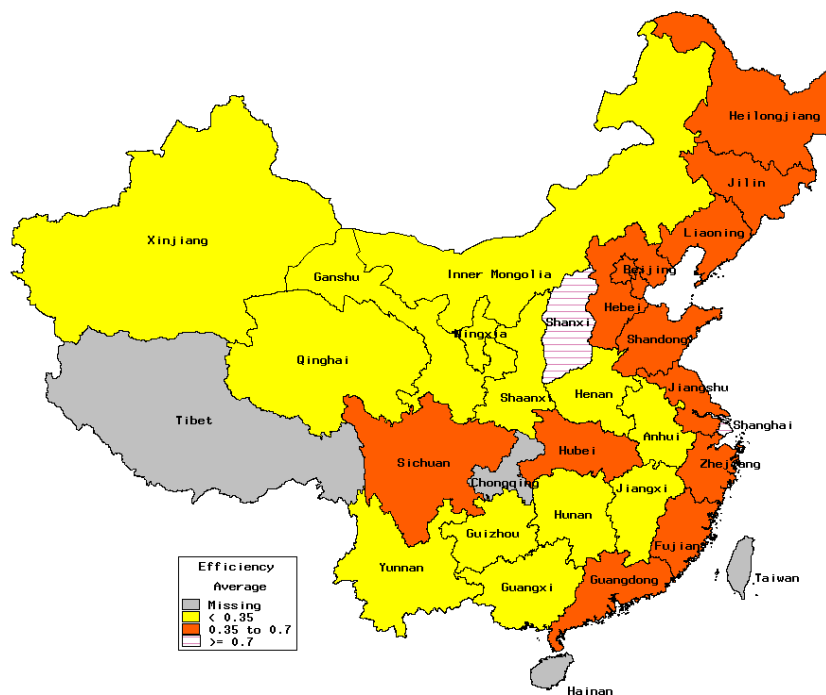


图 3 区域效率的不平衡

## 五、结论及政策建议

本文利用数据包络分析 (Data Envelopment Analysis, DEA) 的 Malmquist 指数分析法和随机前沿分析 (Stochastic Frontier Analysis, SFA) 法研究以我国 28 省为生产单元, 1970-2004 年间我国大陆各省 TFP 增长差异产生的主要成因, 以及影响技术损失 (技术无效率) 的主要因素。DEA 结果表明: 1) 中国各省全要素生产率在 1979-1999 年平均增长 2%, 全要素生产率在 90 年代后期以递减的速度增长; 2) 生产技术和技术效率在 90 年代后期虽然呈现增长趋势但长速变得越来越缓慢, 直至 90 年后后期技术效率水平呈现恶化趋势。SFA 结果同样表明生产中存在技术效率损失, 并且有一些重要变量能解释无效率产生的原因。从这篇计量分析文章中我们试图作一下几个暂时性的结论和政策建议。

本文研究发现人力资本的投资促进了生产的有效性。地方政府和中央政府应该把重心放在人力资本的双重作用上, 它在生产函数中被作为生产的投入品, 同样它在技术无效函数中也被作为影响效率的一个因素来纳入此文的实证分析模型。

规模小的政府倾向于提高效率, 这一发现支持了 Tibout's (1956) 的假说 - 地方政府 (小的政府) 在资源分配及提供满足当地需求的公共商品和服务方面比更高一级的政府 (大的政府) 更有效率。

有一些经验分析文章普遍发现国有企业比非国有企业效率差。但本文的发现没能够支持这一普遍观点。与此同时, 我们发现高速公路和铁路基础设施的建设不具生产性。这一结果跟 Holtz-Eakin (1994) 和 Kelejian and Robinson (1994) 的对美国各省的实证分析发现是一致的。出现这种情况的原因, 根据 Boarnet (1995) 的解释, “可能在于基础设施只在小的地理划分 (比如大都市或城市) 有效率。公共资本有可能通过经济行为从一个地方移到附近的地方而促进该地方私有部门的生产率, 公共资本的重要影响是赋予某一地方相对于同一个省下的其它地方的地方优势。那么这些地方优势在省一级的汇总效应等于零。”

尽管农村劳动力由于 80 年代实施的农村改革被更多的被解放出来, 现在劳动力迁移仍然存在很大的障碍, 劳动市场仍然是分割的。由于户口制度引起的

无效率劳动力和资本分配表明应该实施进一步的户口制度改革来提高经济效率。

各省应该继续推进对外贸易。国际贸易理论表明，当国内市场变得更自由化后，国际竞争将促使国内企业采用更有效的生产技术来降低生产成本。这个理论同样适用于各省的生产和贸易情况。

最后，研究发现沿海省份比中西部省份更具生产效率。为了缩小地区效率的不平衡，西部地区需要更多的教育投入和更进一步的开放。

总之，这份研究对如何提高生产效率提供了一些有用的信息。这份研究发现拥有更高人力资本水平、更开放、更进一步的户口制度改革的省份更接近于生产前沿。但是，这篇文章中用的随机前沿回归实证分析中有可能产生变量遗漏偏差和变量测量误差，因此，我们应该谨慎地解释本研究中的非效率估计值。这些因素也将成为本文未来进一步研究的方向。

## 参考文献

- 傅晓霞、吴利学， 2006， 全要素生产率在中国地区差异中的贡献：兼与彭国华和李静等商榷， 第 9 期， 12-22。
- 李静、孟令杰， 2006， 中国地区发展差异的再检验：要素积累抑或 TFP， 世界经济， 第 1 期， 12-22。
- 彭国华， 2005， 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析， 经济研究， 第 9 期， 19-29。
- 王农跃、李杰航， 2007， 基于 DEA 模型的区域技术效率评定与实证研究， 集团经济研究， 第 1 期， 300-302。
- 王小鲁、樊纲， 2000， 中国经济增长的可持续性。经济科学出版社。
- 王燕超、马晓冬、边美婷， 2007， 基于 DEA 的苏北与鲁南地区经济效率评价， 经济问题探索， 第 12 期， 50-54。
- 魏权龄， 2004， 数据包络分析。科学出版社。
- 岳书敬， 2008， 中国省级区域经济增长及差距的经验研究， 财经科学， 第 3 期， 108-116。
- 张军和施少华， 2003， 中国经济全要素生产率变动：1952-1998， 世界经济文汇， 第 3 期， 17-24。
- 郑京海、胡鞍钢， 2004， 中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析， 经济学（季刊）， 第 4 期， 263-296。

- Adkins, L. C., R. L. Moomaw and A. Savvides, 2002, Institutions, freedom and technical efficiency. *Southern Economic Journal*, 69, pp. 92-108.
- Aigner, D., C. A. K Lovell and P. Schmidt, 1977, Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.
- Armey, D., 1995, *The Freedom Revolution*. Regnery Publishing, Washington, DC.
- Au, C. C. and V. Henderson, 2004, How migration restrictions limit agglomeration and productivity in China. *Journal of Development Economics*, 80, pp. 350-388.
- Banker, R. D., A. Charnes, and W. W. Cooper, 1984, Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30, pp. 1078 - 1092.
- Barro, R. J., 1990, Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98, pp. 103-125.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli, 1993, A stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects. University of New England Working Papers in Applied Statistics No. 69. Department of Economics, University of New England, Armidale, New South Wales, Australia.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli, 1995, A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, pp. 325-332.
- Benhabib, J. and M. Spiegel, 1994, The role of human capital in economic development. *Journal of Monetary Economics*, 34, pp. 143-174.
- Boarnet, M. G., 1995, Transportation infrastructure, economic productivity, and geographic scale: Aggregate growth versus spatial redistribution. University of California Transportation Center working paper No. 255. Berkeley, California: University of California Transportation Center.
- Bouin, O., 1998, Financial discipline and state enterprise reform in China in the 1990s. In *Different Paths to a Market Economy: China and European Economies in Transition* (eds Bouin O., Coricelli F. and Lemoine F.), OECD, Paris.
- Cai, F., D. Wang and Y. Du, 2002, Regional disparity and economic growth in China: The impact of labor market distortions. *China Economic Review*, 13, pp. 197-212.
- Charnes, A., W.W. Cooper and E. Rhodes, 1978, Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Operational Research*, 2, pp. 429-444.
- Chen, B. and Y. Feng, 2000, Determinants of economic growth in China: Private enterprise, education, and openness. *China Economic Review*, 11, pp. 1-15.
- Chen, K., H. Wang and Y. Zheng, 1988, Productivity change in Chinese industry: 1953-1985. *Journal of Comparative Economics*, 12, pp. 570-591.
- Chow, G. C. and A. Lin, 2002, Accounting for economic growth in Taiwan and mainland China: A comparative analysis. *Journal of Comparative Economics* 30, pp. 507-530.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Lau, 1973, Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics*, 55, pp. 28-45.
- Coelli, T. J., 1996, A guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program. Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Paper No. 96/08, Department of Economics, University of New England, Armidale, New South Wales, Australia.
- \_\_\_\_\_, 1996, A guide to FRONTIER 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost estimation. Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Paper No. 96/07, Department of

- Economics, University of New England, Armidale, New South Wales, Australia.
- Coelli, T. J., D. S. P. Rao, and G. E. Battese, 1998, *An Introduction to Efficiency and Productivity analysis*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Diwan, I. and Y. Chen, 1999, When the bureaucrats move out of business: A cost-benefit assessment of labor retrenchment in China, World Bank Policy Research Working Paper No. 2354.
- Fare, R., S. Grosskopf and C.A.K Lovell, 1994, *Production Frontiers*, Cambridge University Press. UK.
- Farrell, M. J., 1957, The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, pp. 253-290.
- Fleisher, B. M. and J. Chen, 1997, The coast-noncoast income gap, productivity, and regional economic policy in China. *Journal of Comparative Economics*, 25, pp. 220-236.
- Holtz-Eakin, D., 1994, Public-sector capital and the productivity puzzle. *Review of Economics and Statistics*, 76, pp. 12-21.
- Hu, A., 1996, A report on China's regional disparity. *Economic Highlights*, pp. 180-194.
- Huffman, W. E., 1977, Allocative efficiency: the role of human capital. *The Quarterly Journal of Economics*, 91, pp. 59-79.
- Jacobs, J., 1969, *The Economy of Cities*. Random House, New York.
- Jaforullah, M., 1999, Production technology, elasticity of substitution and technical efficiency of the handloom textile industry of Bangladesh. *Applied Economics*, 31, pp. 437-442.
- Jefferson, G. H. and T. G. Rawski, 1994, Enterprise reform in Chinese industry. *Journal of Economic Perspectives*, 8, pp. 47-70.
- Kalirajan, K. P., 1981, An econometric analysis of yield variability in paddy production. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 29, pp. 283-294.
- Kalirajan, K. P. and R. T. Shand, 1985, Types of education and agricultural productivity: A quantitative analysis of Tamil Nadu rice farming. *Journal of Development Studies*, 21, pp. 222-243.
- Kelejian, H. H. and D. P. Robinson, 1994, Infrastructure productivity: A razor's edge. Working Paper, University of Maryland.
- Kodde, D. A. and F. C. Palm, 1986, Wald criteria for jointly testing equality and inequality. *Econometrica*, 54, pp. 1243-1248.
- Lin, J. Y. and Z. Liu, 2000, Fiscal decentralization and economic growth in China. *Economic Development and Cultural Change*, 49, pp. 1-22.
- Lin, J. Y. and G. Tan, 1999, Policy burdens, accountability, and the soft budget constraint. *American Economic Review*, 89, pp. 426-431.
- Lovell, C. A. K., 1993, Production frontiers and productive efficiency. In *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications* (eds. Fried H., Lovell C. A. K, and Schmidt S. S.), Oxford University Press, New York.

- Maddison, S., 1998, *Chinese Economic Performance, The Long Run*. OECD, Paris.
- Meeusen, W. and J. van den Broeck, 1977, Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed errors. *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.
- NSU (National Statistical Bureau), 2005, *Comprehensive statistical data and materials on 55 years of new China 1949-2004*, Finance and Economic Public House, Beijing.
- NSU (National Statistical Bureau), various issues, *Statistical Yearbook of China*. China Statistical Press, Beijing.
- NSU (National Statistical Bureau), 1992, *Population Yearbook of China*. China Statistical Press, Beijing.
- NSU (National Statistical Bureau), 2000, *Compilation of 50 Years Statistics Data of China Industry, Traffic and Energy (1949-1999)*. China Statistical Press, Beijing.
- Page, J. M., 1981, Efficiency and choice of technique, experience from Ghana. *Oxford Economic Papers*, 33, pp. 318-331.
- Pitt, M., and L. F. Lee, 1981, The measurement of sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9, pp. 43-64.
- Qian, Y. and G. Roland, 1998, Federalism and the soft budget constraint. *American Economic Review*, 88, pp. 1143-1162.
- Raiser, M., 1997, How are China's state-owned enterprises doing in the 1990s? Evidence from three interior provinces. *China Economic Review*, 8, pp. 191-216.
- Shiu, A., 2002, Efficiency of Chinese enterprises. *Journal of Productivity Analysis*, 18, pp. 255-267.
- Tiebout, C., 1956. A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64, pp. 416-24.
- Tong, C. S. P., 1997, China's spatial disparity within the context of industrial production efficiency: a macro study by the data-envelopment analysis (DEA) system. *Asian Economic Journal*, 11, pp. 207-217.
- Wu, Y., 2000, Is China's growth sustainable? A productivity analysis, *China Economic Review*, 11, pp. 278-296.
- Yang, D. T., 2002, What has caused regional inequality in China? *China Economic Review*, 13, pp. 331-334.
- Yao, S. and Z. Zhang, 2001, Regional growth in China under economic reforms. *Journal of Development Studies*, 38, pp. 167-186.
- Zheng, J. and A. Hu, 2004, An empirical analysis of provincial productivity in China (1979-2001), Working Papers in Economics 127, Göteborg University, Department of Economics,