

考虑人力资本的中国生产性 服务业的技术进步

张自然*

摘要 本文运用考虑人力资本的随机前沿分析法,利用中国29省市1993—2004年的面板数据,测算了中国生产性服务业的全要素生产率增长。研究表明,中国生产性服务业TFP在1994—2004年间年均增长4.92%,其中技术进步率为3.21%,技术效率改善1.71%。技术进步对TFP增长起主要作用,技术效率变化对TFP增长起着补充作用。考虑人力资本后TFP增长和技术进步率下降,但技术效率、技术效率变化及资本和劳动的产出弹性均有所提高。区域TFP增长不均衡,但技术效率存在收敛性。

关键词 生产性服务业,人力资本,TFP增长

一、引言

人力资本在经济增长中扮演着非常重要的角色。Schultz (1962) 认为,人力资本投资是经济增长的一个重要解释变量,可以在很大程度上解释相近的要素投入却带来差别较大的产出。Mankiw *et al.* (1992)、Engelbrecht (1997) 等从理论和实证方面得出了人力资本对经济增长的重要性。Islam (1995)、Benhabib and Spiegel (1994)、Aiyar and Feyrer (2002) 等认为,人力资本对全要素生产率的增长有着显著的影响。Lucas (1988) 认为人力资本是单一的要害投入,最终产量由人力资本和物质资本共同决定。Barro and Sala-i-Martin (1995) 也指出了人力资本、物质资本及其比例关系和经济增长之间的关系。林毅夫 (2002) 分析了虽然物质资本和人力资本之间存在互补性,但人力资本并不是物质资本的替代物,人力资本过度积累会导致资源的浪费,在收敛过程中同时积累物质资本和人力资本是很有必要的。目前已有学者利用人力资本对中国内地或中国台湾的人力资本存量或者对经济增长的

* 中国社会科学院经济研究所。通信地址:北京市西城区月坛北小街2号院,100836;E-mail:zrzhang@21cn.com。感谢两位匿名审稿人建设性的修改意见。当然文责自负。本文受国家自然科学基金重大招标课题“提高宏观调控水平与保持经济平稳较快发展研究”(批准文号09&ZD017)资助,特此致谢。

贡献进行研究。Young (2000) 对我国人力资本的增长进行了估计。Chow and Lin (2002) 对中国台湾的物质资本和人力资本进行了估算,并结合中国内地的生产函数进行了对比分析。Bosworth and Collins (2003) 运用规模报酬不变的生产函数 $Y = AK^\alpha(LH)^{1-\alpha}$, 估计中国 1960—2000 年物质资本、教育、要素生产率对劳动者人均产出的贡献分别为 35.42%、8.33%、54.17%。Wang and Yao (2003) 估计 1978—1999 年间资本、劳动力、人力资本和生产率的贡献率分别为 48.13%、14.10%、13.18% 和 23.19%。李子奈和鲁传一(2002) 在劳动体现型技术进步模型中引入了劳动力质量,对管理创新在经济增长中的贡献进行了定量分析。陈晓光(2005) 将人力资本考虑到人力资本总量的度量中,并进行了跨国收入水平核算。但从已有的研究文献来看,很少有人用考虑人力资本的随机前沿分析方法研究我国各省市生产性服务业的技术进步情况。

生产性服务业,又称生产者服务业(Producer Services),是指为生产、商务活动而非直接向个体消费者提供的服务,作为中间投入服务,用于商品和服务的进一步生产。中国统计局 2002 年出台了新国民经济行业分类标准,其中生产性服务业包括交通运输、仓储和邮政业,金融业,房地产业,信息传输、计算机服务和软件业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业。国内大部分学者都以我国国民经济行业分类为基础,将房地产业作为生产性服务业,并和中国统计年鉴的口径相对应。本文和大部分学者一样也采用国家统计局对生产性服务业的界定。¹ 由于各省市统计口径的原因,本文将交通运输、仓储和邮政业与信息传输业合并,简称交通邮电业。从生产性服务业的固定资产投资、固定资本存量和增加值几个方面来说,1993—2004 年间中国交通邮电业、金融业与房地产业之和占生产性服务业的 90% 左右,因此可以用交通邮电业、金融业和房地产业来代表生产性服务业。本文拟采用考虑人力资本的随机前沿分析方法对 1993—2004² 年间中国 29 个省市生产性服务业³ 的面板数据进行分析。

本文的结构如下:第二部分建立考虑人力资本的随机前沿分析模型,第三部分是数据来源及处理,第四部分是考虑人力资本的随机前沿分析的实证结果及解释,第五部分得出结论及政策建议。

¹ 与国家统计局(2002)界定的生产性服务业范围不同的主要有李善同(2007)和国家发改委宏观经济研究院(2006)。后者将房地产业排除出生产性服务业之外,同时加入了批发、零售业。其依据是按照非消费需求率或中间需求率来定义生产性服务业。

² 研究时期确定在 1993—2004 年理由有:(1) 1992—1993 年我国市场经济转型的进程开始加速;(2) 可以利用国家统计局公布的固定资产投资价格指数;(3) 为了保持数据统计口径的一致。本文各省市 1993—2004 年生产性服务业增加值数据来自《中国第三产业统计年鉴 2006》。而 2005 年及以后年份则因统计口径变化的影响,没有细分行业的数据,各省市生产性服务业的数据也无从得到。

³ 关于生产性服务业相关概念,详见张自然,“考虑人力资本的中国生产性服务业 TFP 分解”,《经济前沿》,2009 年第 8 期,第 12—18 页。

二、建立考虑人力资本的随机前沿模型

本文在 Battes and Coelli (1992) 模型的基础上, 运用包含人力资本的超越对数生产函数的随机前沿分析技术来研究 1993—2004 年间我国 29 个省市的技术进步、技术效率变化和全要素生产率 (TFP)。

采用考虑人力资本的非中性技术进步超越对数生产函数为

$$\begin{aligned} \ln \text{GDP}_i = & \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln x_{ji} + \frac{1}{2} \left(\sum_j \sum_{l \neq j} \beta_{jl} \ln x_{li} \ln x_{ji} \right) \\ & + \sum_{l \neq j} \beta_{lj} t \ln x_{ji} + \alpha_T t + \frac{1}{2} \beta_{TT} t^2 + v_i - u_i, \end{aligned} \quad (1)$$

其中, 下标 j 和 l 是要素标志 ($j=L, K, H; l=L, K, H$), $i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T$ 。

其具体形式为:

$$\begin{aligned} \ln \text{GDP}_i = & \alpha_0 + \alpha_K \ln K_i + \alpha_L \ln L_i + \alpha_H \ln H_i + \frac{1}{2} [\beta_{KK} (\ln K_i)^2 + \beta_{LL} (\ln L_i)^2 \\ & + \beta_{HH} (\ln H_i)^2] + \beta_{KL} \ln K_i \ln L_i + \beta_{KH} \ln K_i \ln H_i + \beta_{LH} \ln L_i \ln H_i \\ & + \beta_{KT} \ln K_i t + \beta_{LT} \ln L_i t + \beta_{HT} \ln H_i t + \alpha_T t + \frac{1}{2} \beta_{TT} t^2 + v_i - u_i. \end{aligned} \quad (2)$$

该生产函数包含了 CES 不变替代弹性生产函数及其简化形式柯布-道格拉斯 (Cobb-Douglas) 生产函数的形式, 它考虑了投入要素的替代变化和静态的技术进步, 并显示了动态的技术变化和技术进步及投入要素对产出的动态交互作用, 因而更具有一般性。

(2) 式中, GDP_i 表示 1993 年不变价的生产性服务业增加值, 下标 i 表示第 i 个省市, 省市数目 N 为 29; t 是年份编号, T 表示 12 年。 K_i 、 L_i 和 H_i 是资本、劳动力和人力资本。式中的 α_0 , α_K , α_L , α_H , α_T 和 β_{KK} , β_{LL} , β_{HH} , β_{KL} , β_{KH} , β_{LH} , β_{KT} , β_{LT} , β_{HT} , β_{TT} 都是待估计参数。(2) 式的误差项由两个独立的部分组成: v_i 是随机误差, 服从正态分布 $N(0, \sigma_v^2)$; u_i 非负, 表示第 i 个省市在 t 年生产非效率的随机变量, 其被假设为服从

$$u_i = u_i \exp[-\eta(t-T)], \quad (3)$$

这里, 假设 u_i 的分布服从非负断尾正态分布, 即: $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$, η 是待估计参数, 表示技术效率的变化率。令

$$\beta(t) = \exp[-\eta(t-T)], \quad (4)$$

即有

$$u_i = \beta(t) \cdot u_i. \quad (5)$$

当 $\eta > 0$ 时, $\beta'(t) < 0$, $\beta''(t) > 0$, $\beta(t)$ 将以递增的速率下降; 当 $\eta < 0$ 时, $\beta'(t) > 0$, $\beta''(t) > 0$, $\beta(t)$ 将以递增的速率增加; 当 $\eta = 0$ 时, $\beta(t)$ 维持不变。

第 i 个省份在第 t 个年份的技术效率定义为

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}), \quad (6)$$

当 $u_{it}=0$ 时, 则 $TE_{it}=1$, 样本个体处于技术效率状态, 即该省份的生产点位于生产前沿上; 反之当 $u_{it}>0$ 时, 则 $0<TE_{it}<1$, 样本个体处于技术非效率状态, 此时该省份的生产点位于生产前沿之下。

由 (3) 式和 (6) 式, 相对前沿的技术效率变化为

$$\dot{TE}_{it} = -\partial u_{it} / \partial t = \eta \cdot u_{it} \exp[-\eta(t-T)] = \eta \cdot u_{it}. \quad (7)$$

由 (7) 式知技术效率变化不仅和技术效率参数 η 有关, 也和各省区市特定的技术非效率 u_{it} 有关。

对 (2) 式两边进行全微分并进行整理有

$$\begin{aligned} dGDP_{it}/GDP_{it} = & (\alpha_K + \beta_{KL} \ln L_{it} + \beta_{KH} \ln H_{it} + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{KT} t) dK/K \\ & + (\alpha_L + \beta_{KL} \ln K_{it} + \beta_{LH} \ln H_{it} + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LT} t) dL/L \\ & + (\alpha_H + \beta_{KH} \ln K_{it} + \beta_{LH} \ln L_{it} + \beta_{HH} \ln H_{it} + \beta_{HT} t) dH/H \\ & + (\alpha_t + \beta_{KT} \ln K_{it} + \beta_{LT} \ln L_{it} + \beta_{HT} \ln H_{it} + \beta_{TT} t) + d(v_{it} - u_{it})/dt, \end{aligned} \quad (8)$$

由 (8) 式有资本产出弹性为

$$\epsilon_{iK} = \alpha_K + \beta_{KL} \ln L_{it} + \beta_{KH} \ln H_{it} + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{KT} t, \quad (9)$$

就业产出弹性为

$$\epsilon_{iL} = \alpha_L + \beta_{KL} \ln K_{it} + \beta_{LH} \ln H_{it} + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LT} t, \quad (10)$$

人力资本产出弹性为

$$\epsilon_{iH} = \alpha_H + \beta_{KH} \ln K_{it} + \beta_{LH} \ln L_{it} + \beta_{HH} \ln H_{it} + \beta_{HT} t, \quad (11)$$

技术进步率为

$$\epsilon_{it} = \alpha_t + \beta_{KT} \ln K_{it} + \beta_{LT} \ln L_{it} + \beta_{HT} \ln H_{it} + \beta_{TT} t, \quad (12)$$

技术效率的变化为

$$d(-u_{it})/dt = dGDP_{it}/GDP_{it} - \epsilon_{iK} dK/K - \epsilon_{iL} dL/L - \epsilon_{iH} dH/H - \epsilon_{it} dt, \quad (13)$$

资本增长对产出增长的贡献度

$$\text{cob}_{iK} = \epsilon_{iK} \frac{dK/K}{dGDP_{it}/GDP_{it}}, \quad (14)$$

劳动增长对产出增长的贡献度

$$\text{cob}_{iL} = \epsilon_{iL} \frac{dL/L}{dGDP_{it}/GDP_{it}}, \quad (15)$$

人力资本增长对产出增长的贡献度

$$\text{cob}_{iH} = \epsilon_{iH} \frac{dH/H}{dGDP_{it}/GDP_{it}}, \quad (16)$$

技术进步对产出增长的贡献度

$$\text{cob}_{it} = \epsilon_{it} \frac{1}{dGDP_{it}/GDP_{it}}, \quad (17)$$

技术效率对产出增长的贡献度

$$\text{cob}_{du/dt} = \frac{d(-u_i)/dt}{d\text{GDP}_i/\text{GDP}_i}, \quad (18)$$

TE 的变化可以按下式计算：

$$\text{TE}_i = d\ln\text{TE}_i/dt = \text{TE}_i/\text{TE}_{i,t-1} - 1, \quad (19)$$

全要素生产率增长 TFPG 为：

$$\text{TFP}_i = \text{TP}_i + \text{TE}_i. \quad (20)$$

利用考虑人力资本的随机前沿分析方法对 1993—2004 年间中国 29 个省市生产性服务业的面板数据进行分析，加入虚变量后 (2) 式就变为

$$\begin{aligned} \ln\text{GDP}_i = & \alpha_0 + \alpha_K \ln K_i + \alpha_L \ln L_i + \alpha_H \ln H_i + \frac{1}{2} [\beta_{KK} (\ln K_i)^2 + \beta_{LL} (\ln L_i)^2 \\ & + \beta_{HH} (\ln H_i)^2] + \beta_{KL} \ln K_i \ln L_i + \beta_{KH} \ln K_i \ln H_i \\ & + \beta_{LH} \ln L_i \ln H_i + \beta_{KT} \ln K_i t + \beta_{LT} \ln L_i t + \beta_{HT} \ln H_i t + \alpha_{Tt} \\ & + \frac{1}{2} \beta_{TT} t^2 + \alpha_S S_i + v_i - u_i, \end{aligned} \quad (21)$$

其中虚变量 S_i 在 2003 年和 2004 年为 1，其他年份为 0。

(21) 式中的参数由 Frontier 4.1 用最大似然估计法得出。

三、数据来源及处理

本文涉及 29 个省市的生产性服务业增加值，以及投入要素资本、劳动和人力资本的面板数据。1993—2004 年各省市的基础数据生产性服务业增加值来源于《中国第三产业统计年鉴 2006》；固定资本存量通过永续盘存法得到，即由 1993 年第一次全国第三产业普查得到 1992 年生产性服务业的固定资本存量，再按照历年新增固定资产和分省区市的固定资产投资价格指数得出。就业则主要由历年《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》得出。

由于各省市生产性服务业的人力资本本身存在数据可得性问题。本文认为生产性服务业是知识密集型产业，生产性服务业发展水平和生产性服务业的人力资本的水平高度相关，也应和各省区市的人力资本高度相关。一个省份的人力资本水平越高，生产性服务业相应的人力资本水平也会越高。因此假定各省市生产性服务业的人力资本和各省区市的人力资本成一定比例存在一定的合理性。人力资本通过各层次受教育人口的不同支出即教育成本法来衡量。⁴ 各层次受教育人口的教育支出比例大致为：小学：初中（含职业初中）：高中（含职中和农中）：大专及以上=1：1.7：4：22。通过各层次受教育人口数量

⁴ 对人力资本存量的估计方法有教育年限法 (Barro, 1991, 1995)，未来收益法 (Dublin and Lota, 1930) 或通过产出水平或者收入报酬水平来估算人力资本的存量，教育成本法 (Eisner, 1978; Kendrick, 1976)。

和教育支出进行加权平均即得出各省市历年人力资本存量。人力资本相关数据来源于《中国统计年鉴》。⁵

重庆直辖市1996年才成立,为了保证口径的一致,不将重庆市进行单独分析,而将其划到四川省,称为重庆四川。西藏数据不全,且在全国所占比重极低,也不计入。

由于2003年、2004年统计口径发生变化,致使生产性服务业的就业人数和固定资本存量可能产生误差,故用随机前沿分析法(SFA)进行分析时设置虚变量S,在2003年和2004年时为1,其他时期为0。

四、实证结果

以1993—2004年间各省市生产服务业数据,运用(21)式进行随机前沿生产函数分析,结果如表1。从表1可以看出,除截距项在5%下显著,lnL和lnH交叉项在10%下显著外,其他变量均在1%概率下显著,并且LR符合混合卡方分布。 γ 是回归方程随机扰动项中技术无效率所占的比例。 $\gamma=0.911$ 在1%条件下显著,说明前沿生产函数的误差主要来源于随机变量 u_i ,存在效率损失问题。这一估计结果说明1993—2004年间中国生产性服务业存在着技术非效率,因此对12年的省级数据采用随机前沿分析方法进行分析就很必要了。

表1 考虑人力资本的随机前沿生产函数估计结果

| 变量 | 参数 | 系数 | 标准差 | t |
|------------------|--------------|--------|-------|-----------|
| 截距 | α_0 | -1.611 | 0.788 | -2.043** |
| lnK | α_K | 0.991 | 0.149 | 6.645*** |
| lnL | α_L | 0.792 | 0.150 | 5.271*** |
| lnH | α_H | 2.491 | 0.360 | 6.914*** |
| $(1/2)(\ln K)^2$ | β_{KK} | | | |
| $(1/2)(\ln L)^2$ | β_{LL} | | | |
| $(1/2)(\ln H)^2$ | β_{HH} | -0.715 | 0.153 | -4.661*** |
| lnKlnL | β_{KL} | -0.102 | 0.024 | -4.264*** |
| lnKlnH | β_{KH} | -0.192 | 0.060 | -3.177*** |
| lnLlnH | β_{LH} | -0.100 | 0.060 | -1.654* |
| $t \ln K$ | β_{KT} | 0.015 | 0.006 | 2.510*** |
| $t \ln L$ | β_{LT} | 0.019 | 0.006 | 3.286*** |
| $t \ln H$ | β_{HT} | 0.061 | 0.008 | 7.436*** |
| $1/2T^2$ | β_{TT} | -0.017 | 0.002 | -8.601*** |
| T | α_T | -0.095 | 0.027 | -3.467*** |

⁵ 由于篇幅限制,本文只列出投入要素和产出的数据的处理方法,详细数据可以向作者索取。

(续表)

| 变量 | 参数 | 系数 | 标准差 | t |
|--|--------------------------------|--------|-------|-----------|
| S | αs | 0.162 | 0.040 | 4.022*** |
| $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ | sigma-squared | 0.062 | 0.008 | 7.783*** |
| $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$ | gamma | 0.911 | 0.018 | 49.775*** |
| μ | mu | 0.474 | 0.091 | 5.219*** |
| η | eta | 0.021 | 0.005 | 4.383*** |
| 似然函数对数值 | Log likelihood function | 268.39 | | |
| LR | LR test of the one-sided error | 355.39 | | |

注：* 在 10% 概率下显著，** 在 5% 概率下显著，*** 在 1% 概率下显著。

从参数 η 来看， $\eta = 0.021 > 0$ ，说明时间因素对 $\beta(t)$ 的影响将以递增的速率降低，表明我国各省市的 u_{it} 将随着时间的推移而加速下降，从而技术效率变化 \dot{TE}_{it} 为正值且逐步变小，但技术效率将越来越高。由此得到考虑人力资本的生产性服务业增长的回归方程为：

$$\begin{aligned} \ln GDP_{it} = & -1.611 + 0.991 \ln K_{it} + 0.792 \ln L_{it} + 2.491 \ln H_{it} \\ & - 0.715 (\ln H_{it})^2 - 0.102 \ln K_{it} \ln L_{it} - 0.192 \ln K_{it} \ln H_{it} \\ & - 0.100 \ln L_{it} \ln H_{it} + 0.015 \ln K_{it} t + 0.019 \ln L_{it} t + 0.061 \ln H_{it} t \\ & + \frac{1}{2} (-0.017) t^2 - 0.095 t + 0.162 S_{it} + v_{it} - u_{it}. \end{aligned} \quad (22)$$

通过考虑人力资本的随机前沿分析法可以进一步分析得出如下结果：

1. 全要素生产率增长

中国生产性服务业全要素生产率在 1994—2004 年间年均增长 4.92%，其中技术进步率为 3.21%，技术效率改善了 1.71%。1994—2004 年间各省市生产性服务业全要素生产率增长 TFP 在 -0.72% 到 9.89% 之间，TFP 增长对中国生产性服务业增长的贡献率平均为 40.03%。全要素生产率主要由技术进步决定，技术效率改善对全要素生产率增长起补充作用。但全要素生产率的排序和技术进步的排序并不一致，主要是由于当省份间技术进步率接近时，技术效率变化的微弱差距将影响全要素生产率增长的大小及排序。北京以其高技术进步率决定了其全要素生产率增长处于领先地位，上海则以 9.2% 的全要素生产率增长居第二位。

1994—2004 年间全国各省市生产性服务业的 TFP 增长呈现逐年下降的趋势。在 1994—2002 年间生产性服务业 TFP 增长为正，但具有一个下降的趋势，但 2004 年中国生产性服务业全要素生产率增长降为 -1.96%。和此期间中国生产性服务业的 TFP 增长下降相反，中国生产性服务业的固定资本存量增长率持续上升，全要素生产率增长和固定资本投资呈现此消彼长的关系，即在快速资本积累、资本主导的时期，全要素生产率增长的作用相对较弱，在资本积累较慢、资本作用下降的时期，TFP 增长对生产性服务业的增长的作用就会上升。中国的生产性服务业增长更多的是依赖固定资产投资的增长，

据此可以认为中国生产性服务业增长的性质或者模式为要素投入型或资本积累型增长。

2. 技术进步

(1) 中国生产性服务业 1994—2004 年间平均技术进步为 3.21%，低于用考虑人力资本的 Malmquist 方法分析的结果 5.90% (张自然, 2009)。(2) 1994—2004 年间, 中国生产性服务业技术进步逐年降低, 从 1994 年的 10.49% 下降到 2004 年的 -3.49%。东、中、西部地区也类似逐年下降。(3) 1994—2004 年间东部地区与中、西部地区技术进步率水平差距较大, 东部地区为 5.39%, 中部地区为 3.50%、西部地区为 0.58%。

可以发现, 1994—2004 年间中国生产性服务业存在一定的技术进步, 各省市的技术进步率从 -3.80% 到 9.19%, 平均为 3.21%。技术进步率较高的主要分布在东部地区, 如上海、北京等地 (东部地区也有例外, 如海南的技术进步率在全国的最后几位)。部分中部地区的技术进步率也比较高, 如重庆四川。技术进步率最低的则是西部地区, 如宁夏、青海和贵州等。东部地区因为地理位置优势, 加上沿海地区开放时间较早, 也较早享受特区等优惠政策, 因而技术进步率普遍高于中、西部地区。

3. 技术效率和技术效率变化

考虑人力资本后各省市的技术效率均得到很大的提高。各省市 1993—2004 年间平均技术效率在 22.52% 到 98.46%, 见表 2。技术效率较高的省份主要集中在东部地区, 如上海、广东、江苏、山东等省市, 中部地区效率相对较低, 效率最低的则是西部地区省份。可以发现: (1) 我国生产性服务业的技术效率总体水平偏低。1993—2004 年间, 我国平均技术效率为 48.23%, 生产性服务业的技术效率有 50% 以上的提升空间。(2) 中国生产性服务业的技术效率平均每年以 1.709% 的速度上升。从 1993 年的 44.65% 上升到 2004 年的 51.78%。东、中、西部地区技术效率也逐步改善, 其中东部地区平均以 1.013% 的速度从 62.90% 上升到 68.35%; 中部地区技术效率以 1.813% 的速度从 38.81% 上升到 46.98%; 而西部地区平均技术效率则以 2.391% 的速度从 29.26% 上升到 37.40%。技术效率提升速度是西部大于中部, 中部大于东部。(3) 东部地区的技术效率 65.65% > 中部地区技术效率 42.91% > 西部地区技术效率 33.31%。东部技术效率高于中部 34.63%, 高于西部 49.26%, 而中部技术效率高于西部 22.38%。东、中、西部地区技术效率相差还是很悬殊的。区域间存在着显著的不平衡。这也与经济发展的实际情况一致。(4) 东、中、西部地区生产性服务业技术效率差异略有缩小。东、中部地区技术效率差距从 1993 年的 38.29% 缩小到 2004 年的 31.27%。而东、西部地区技术效率差异则从 1993 年的 53.48% 下降到 45.28%。而中、西部地区技术效率差距则从 1993 年的 24.61% 缩小到 2004 年的 20.40%。

表 2 考虑人力资本的各省市平均技术效率升序排列(1993—2004) 单位：%

| 地区 | 编号 | 技术效率 | 排序 | 地区 | 编号 | 技术效率 | 排序 | 地区 | 编号 | 技术效率 | 排序 |
|------|----|-------|----|-----|----|-------|----|----|----|-------|----|
| 上海 | 9 | 98.64 | 1 | 北京 | 1 | 51.06 | 11 | 广西 | 20 | 34.18 | 21 |
| 广东 | 19 | 97.26 | 2 | 安徽 | 12 | 49.42 | 12 | 贵州 | 23 | 33.51 | 22 |
| 江苏 | 10 | 93.55 | 3 | 山西 | 4 | 44.23 | 13 | 吉林 | 7 | 32.26 | 23 |
| 山东 | 15 | 80.07 | 4 | 云南 | 24 | 43.01 | 14 | 海南 | 21 | 31.46 | 24 |
| 浙江 | 11 | 61.90 | 5 | 湖南 | 18 | 41.28 | 15 | 陕西 | 25 | 31.23 | 25 |
| 辽宁 | 6 | 59.03 | 6 | 江西 | 14 | 41.24 | 16 | 新疆 | 29 | 30.93 | 26 |
| 河南 | 16 | 57.98 | 7 | 湖北 | 17 | 40.67 | 17 | 甘肃 | 26 | 27.19 | 27 |
| 河北 | 3 | 56.51 | 8 | 天津 | 2 | 39.20 | 18 | 宁夏 | 28 | 23.46 | 28 |
| 福建 | 13 | 53.49 | 9 | 黑龙江 | 8 | 36.23 | 19 | 青海 | 27 | 22.52 | 29 |
| 重庆四川 | 22 | 52.75 | 10 | 内蒙古 | 5 | 34.34 | 20 | 全国 | | 48.23 | |

各省市 1994—2004 年间的技术效率变化从 0.028% 到 3.167%，见表 3。省份的技术效率变化的排序和表 2 的各省市平均技术效率的情况正好相反，技术效率最高的省市，技术效率变化最低，而技术效率最低的省市，技术效率变化最高。上海的技术效率最高，为 98.64%，其技术效率变化排名最低，为 0.028%。而青海的技术效率最低，为 22.52%，其技术效率变化则最高，为 3.167%。从地区而言，东部地区的技术效率变化较小，因而技术效率变化排名在最后，而西部地区的技术效率变化则较大，也排名靠前。因此中国各省区市的技术效率存在着收敛性。用 Abramovitz (1986) 的理论来解释，他认为落后地区在有形或无形技术的现代化方面具有更大的机会，这是因为落后地区在追赶先进地区有更大的潜力。西部地区在技术效率改善方面具有较大的潜力，东部地区在技术效率改善方面不如西部地区效果大。

表 3 考虑人力资本的各省市平均技术效率变化升序排列(1994—2004) 单位：%

| 地区 | 编号 | 效率变化 | 排序 | 地区 | 编号 | 效率变化 | 排序 | 地区 | 编号 | 效率变化 | 排序 |
|-----|----|-------|----|------|----|-------|----|----|----|-------|----|
| 青海 | 27 | 3.167 | 1 | 黑龙江 | 8 | 2.144 | 11 | 福建 | 13 | 1.314 | 21 |
| 宁夏 | 28 | 3.079 | 2 | 天津 | 2 | 1.975 | 12 | 河北 | 3 | 1.198 | 22 |
| 甘肃 | 26 | 2.760 | 3 | 湖北 | 17 | 1.896 | 13 | 河南 | 16 | 1.143 | 23 |
| 新疆 | 29 | 2.482 | 4 | 江西 | 14 | 1.867 | 14 | 辽宁 | 6 | 1.106 | 24 |
| 陕西 | 25 | 2.462 | 5 | 湖南 | 18 | 1.865 | 15 | 浙江 | 11 | 1.005 | 25 |
| 海南 | 21 | 2.446 | 6 | 云南 | 24 | 1.777 | 16 | 山东 | 15 | 0.464 | 26 |
| 吉林 | 7 | 2.392 | 7 | 山西 | 4 | 1.718 | 17 | 江苏 | 10 | 0.139 | 27 |
| 贵州 | 23 | 2.311 | 8 | 安徽 | 12 | 1.482 | 18 | 广东 | 19 | 0.058 | 28 |
| 广西 | 20 | 2.268 | 9 | 北京 | 1 | 1.412 | 19 | 上海 | 9 | 0.028 | 29 |
| 内蒙古 | 5 | 2.258 | 10 | 重庆四川 | 22 | 1.344 | 20 | 全国 | | 1.709 | |

4. 资本、劳动和人力资本的产出

可以发现：(1) 资本弹性系数平均大小来说，西部地区大于中部地区，中部地区又大于东部地区。说明对西部、中部地区加大投资会获得比东部地区

更好的效果。(2)全国和东、中、西部地区的资本产出弹性逐年增大,说明资本在中国生产性服务业增长的作用逐年提升,资本在生产性服务业中具有不可替代的地位。

与不考虑人力资本的随机前沿分析法(SFA)分析的结果比,全国的平均资本产出系数为0.421,大于不考虑人力资本时的资本的产出弹性0.269(张自然,2010)。与不考虑人力资本的1993—2004年间的劳动弹性系数逐年递减的趋势不一样,劳动的产出弹性呈现上升的趋势,但劳动弹性系数略有变小,全国平均为0.151。考虑人力资本后的分析结果同样说明劳动力在生产性服务业中占据的份额较低,生产性服务业吸纳劳动力的能力较弱,生产性服务业并不是解决就业问题的合适行业。

1993—2004年间,我国生产性服务业人力资本的产出弹性为0.37,其中东部、中部和西部地区分布为0.13、0.37和0.63。中国生产性服务业的人力资本产出弹性系数在1993—2004年间逐年递增,说明中国增强人力资本投资对生产性服务业增长有着明显的正向效应。东、中、西部地区的人力资本产出弹性也是逐年上升。

西部地区人力资本产出弹性大于中部地区,中部地区大于东部地区。同样的人力资本投资在中、西部地区将会有较大的产出,应当加强中、西部的人力资本投资力度。而东部地区,尤其如北京、上海等省市,甚至有负的人力资本产出弹性,人力资本的增加导致产出降低,说明由于这些省市受过良好教育的就业人数过多或者是对人力资本的分配缺乏合理性,导致生产性服务业的边际收益递减,这些地方人力资本投入有些过头了。在这种情况下,国家有义务采取措施提升中、西部的教育水平,提升当地省市的人力资本水平,同时鼓励东部人才向中、西部流动,促进中、西部人力资本及生产性服务业的良性增长。

总的说来,考虑人力资本后技术进步(TP)、全要素生产率(TFP)增长和TFP增长对生产性服务业增长的贡献率均下降,但技术效率和效率变化均有一定的提升,说明考虑人力资本对正确评估技术效率和技术效率改善有一定作用,见表4。Jorgenson and Griliches(1967)认为从理论上分析,全要素生产率增长就是各投入要素无法解释的部分。随着投入要素解释的份额增多,TFP增长所能解释的份额必然减少。将人力资本和资本、劳动一起作为要素投入,将全要素生产率(TFP)增长包含的体现型的要素投入(如人力资本)引起的部分剔除,得到的生产性服务业全要素生产率(TFP)增长和技术进步必然降低。

表 4 比较包含和未包含人力资本的 SFA 的 TFP、TP、TE、TEC 及 TFP 贡献率

| 年份 | 包含人力资本的 SFA | | | | | 不包含人力资本的 SFA | | | | |
|------|-------------|--------|-------|--------|-----------|--------------|--------|-------|--------|-----------|
| | 技术效率 | 技术效率变化 | 技术进步率 | TFP 增长 | TFP 增长贡献率 | 技术效率 | 技术效率变化 | 技术进步率 | TFP 增长 | TFP 增长贡献率 |
| 1994 | 45.31 | 1.89 | 10.49 | 12.38 | 85.66 | 41.25 | 1.06 | 10.72 | 11.78 | 81.53 |
| 1995 | 45.96 | 1.86 | 9.40 | 11.25 | 75.38 | 41.56 | 1.05 | 9.62 | 10.67 | 71.50 |
| 1996 | 46.61 | 1.82 | 7.83 | 9.64 | 79.76 | 41.87 | 1.04 | 8.57 | 9.61 | 79.52 |
| 1997 | 47.26 | 1.78 | 6.07 | 7.85 | 62.76 | 42.18 | 1.03 | 7.66 | 8.69 | 69.45 |
| 1998 | 47.91 | 1.74 | 4.28 | 6.02 | 58.62 | 42.49 | 1.02 | 6.82 | 7.84 | 76.36 |
| 1999 | 48.56 | 1.71 | 2.81 | 4.51 | 48.03 | 42.80 | 1.01 | 5.98 | 6.99 | 74.40 |
| 2000 | 49.21 | 1.67 | 1.47 | 3.14 | 28.05 | 43.11 | 1.00 | 5.14 | 6.15 | 54.93 |
| 2001 | 49.85 | 1.63 | 0.09 | 1.73 | 17.23 | 43.43 | 0.99 | 4.30 | 5.29 | 52.70 |
| 2002 | 50.50 | 1.60 | -0.79 | 0.81 | 8.98 | 43.74 | 0.98 | 3.43 | 4.41 | 49.07 |
| 2003 | 51.14 | 1.57 | -2.83 | -1.27 | -11.26 | 44.05 | 0.97 | 2.40 | 3.37 | 29.97 |
| 2004 | 51.78 | 1.53 | -3.49 | -1.96 | -12.88 | 44.36 | 0.96 | 1.76 | 2.72 | 17.88 |
| 平均 | 48.55 | 1.71 | 3.21 | 4.92 | 40.03 | 42.80 | 1.01 | 6.04 | 7.05 | 59.76 |

注：单位均为%，其中不包含人力资本的 SFA 分析结果来源于张自然(2010)。

考虑人力资本后资本产出弹性的上升趋势不变，但资本产出弹性更大。考虑人力资本后劳动产出弹性的逐年增大（除 2004 年外），但平均劳动产出弹性变小，见表 5。从中可以看出，不考虑人力资本的随机前沿分析将会低估资本产出弹性，但可能高估劳动的产出弹性。考虑人力资本后资本产出弹性的结果得到提高。并且人力资本的产出弹性呈上升趋势。人力资本产出弹性东、中、西部地区的产出弹性是递增的，说明西部的人力资本产出弹性最大，对中、西部的人力资本投资的回报也最大。

表 5 比较包含和未包含人力资本的 VK、VL 和 VH 及 TP

| 年份 | 包含人力资本的 SFA | | | | 不包含人力资本的 SFA | | | |
|------|-------------|-------|-------|--------|--------------|-------|----|-------|
| | VK | VL | VH | TP | VK | VL | VH | TP |
| 1993 | 0.390 | 0.086 | 0.214 | 0.118 | 0.170 | 0.182 | | 0.119 |
| 1994 | 0.382 | 0.108 | 0.239 | 0.105 | 0.199 | 0.176 | | 0.107 |
| 1995 | 0.373 | 0.119 | 0.229 | 0.094 | 0.222 | 0.174 | | 0.096 |
| 1996 | 0.381 | 0.135 | 0.274 | 0.078 | 0.243 | 0.173 | | 0.086 |
| 1997 | 0.398 | 0.150 | 0.339 | 0.061 | 0.258 | 0.172 | | 0.077 |
| 1998 | 0.420 | 0.161 | 0.402 | 0.043 | 0.269 | 0.173 | | 0.068 |
| 1999 | 0.430 | 0.169 | 0.432 | 0.028 | 0.280 | 0.172 | | 0.060 |
| 2000 | 0.436 | 0.173 | 0.444 | 0.015 | 0.292 | 0.172 | | 0.051 |
| 2001 | 0.443 | 0.178 | 0.462 | 0.001 | 0.303 | 0.172 | | 0.043 |
| 2002 | 0.434 | 0.177 | 0.425 | -0.008 | 0.316 | 0.171 | | 0.034 |
| 2003 | 0.489 | 0.178 | 0.435 | -0.028 | 0.335 | 0.208 | | 0.024 |
| 2004 | 0.478 | 0.164 | 0.368 | -0.035 | 0.337 | 0.207 | | 0.018 |
| 平均 | 0.421 | 0.150 | 0.368 | 0.039 | 0.269 | 0.179 | | 0.065 |

注：其中 VK、VL、VH 分别是资本、劳动和人力资本的产出弹性。TP 是技术进步率。

五、结论及政策建议

本文运用考虑人力资本的随机前沿分析方法,利用中国29省市生产性服务业1993—2004年间的面板数据,研究了中国各省市的全要素生产率增长(TFPG)情况。得出如下四个主要结论:(1)考虑人力资本后的中国生产性服务业全要素生产率在1994—2004年间年均增长4.92%,其中技术进步年均变化为3.21%,技术效率年均改善为1.71%。技术进步对全要素生产率的增长起主要作用,技术效率变化则对全要素生产率增长起着补充作用。(2)考虑人力资本后中国生产性服务业的全要素生产率增长、技术进步率、劳动的产出弹性、全要素生产率增长和技术进步对中国生产性服务业增长的贡献均下降,但技术效率、技术效率变化以及资本产出弹性均有所提高。(3)东部、中部和西部地区生产性服务业的全要素生产率增长不均衡。(4)但由于中国生产性服务业技术效率存在收敛性,即技术效率低的省市的技术效率变化要高于技术效率高的省市,说明各省市生产性服务业之间存在技术外溢现象,从而导致各省市生产性服务业技术效率收敛,使区域间的差距得以缩小。

根据以上分析提出以下政策建议:

(1)加大人力资本投资,尤其是要加大中、西部的人力资本投资。

1993—2004年间,中国和东、中、西部地区生产性服务业的人力资本产出弹性系数平均为0.37、0.31、0.37和0.63,并且逐年递增,说明中国增强人力资本投资对生产性服务业增长有着明显的正向效应。西部地区人力资本产出弹性大于中部地区,中部地区又大于东部地区,因而对西、中部的人力资本投资将会有更大的产出。政府应通过财政、税收、信贷等方面倾斜,加大中、西部人力资本投资的力度。考虑未来服务业发展对从业人员的要求,有针对性地改进有关各级学校的教育,增设专业学校,现有高职学校也应扩大与服务业对口的专业。激励和支持在职培训,扩大对现有服务业人员进修与培训范围,健全服务业人员专业执照考试制度,尽快提高服务人员素质。对技术与职业教育,应注重实用知识与技能的教学,使学用能密切配合。同时鼓励东部人才向中、西部流动,促进中、西部人力资本及生产性服务业的良性增长。

(2)加强技术创新。

技术创新不仅应是企业内在的动力,也需要政府合理的政策引导。一个经济体从积累转向创新有其现实条件及利益动机,由于技术创新投资的风险大、成本高,为了刺激企业进行内生的技术创新,政府应该实施更为积极的鼓励政策,如税收、财政支持、信贷等各个方面都应该给企业提供更多的激

励。同时，应加强资本市场建设，使资本市场配置资源成为产业演进的重要机制，激励中国企业进行技术创新。

(3) 财政支出向中、西部地区倾斜，缩小地区差距。

国内地区间在地理位置、资源禀赋、技术条件、历史背景和初始发展水平等方面存在的巨大异质性。与东部相比，中西部由于地理条件、政策等多方面因素的限制，服务业的市场化改革一直落后于东部。这突出表现在中西部服务企业聚集程度低，外来资本和高素质的劳动力流入少，国有服务企业比重高。当然，这些情形在西部要比中部更为严重。服务业聚集程度低，妨碍了学习效应的形成，不利于管理经验的交流和扩散，使企业生产处于次优效率水平上。难以吸引外来资本和高素质的劳动力，会导致先进的生产技术被“束之高阁”，不能发挥应有作用。另外中西部在私产和合同保护、金融市场和劳动力市场运转规范、行政环境透明、行业竞争政策和产业政策的有效性、经济机构间的信任和公共机构的诚信、市场的对外开放程度等诸多方面，远逊于东部。

因此，对于中国这样一个大国，有着特殊的背景和国情，各地区经济发展水平各不相同，不能一刀切的强调发展生产性服务业，而是根据不同地区的实际情况来发展生产性服务业，各地区梯次发展。东部地区尤其是上海、香港、北京等生产性服务业较发达地区带动的长江三角洲、珠江三角洲、京津唐渤海地区（简称三大经济区），和一些大城市由于知识资本、人才密集度高，可以发展高级生产性服务业（APS），尤其是知识密集型的服务业。中部地区、中型城市，有一定的知识资本、人才优势，可以发展中高级生产性服务业（PS），并向较发达经济体（三大经济区等）提供中高级生产性服务。西部地区、中小城市和城镇等，知识资本、资本密集度较低，但具有劳动力较多的优点，可以发展普通生产性服务业，尤其是劳动密集型的传统生产性服务业，并为中、高级生产性服务业经济体服务。

以上各地区梯次发展并不是绝对的，由于各地区之间生产性服务业存在示范效应和扩散效应，发展中高级生产性服务业的地区在为高级生产性服务业（APS）服务的同时，通过“干中学”，积累了发展高级生产性服务业的知识资本、人力资本和条件，可以逐步向发展高级生产性服务业（APS）过渡。发展普通生产性服务业的地区，知识资本、人力资本有了相应的积累，通过中、高级生产性服务业的“外溢效应”，逐步发展中、高级生产性服务业的能力，也可以相应发展中、高级生产性服务业。同时，财政支出要向中、西部地区倾斜。财政支出投向中、西部发展相对滞后的地区的基础设施，同时引导社会资源更多地投向生产性服务业需要的基础设施，尤其是要扩大中西部落后地区基础服务设施的覆盖面。提高落后地区自身利用市场机会和发展的

能力, 加速要素市场的发育, 促进劳动力的跨地区流动。

参 考 文 献

- [1] Abramovitz, M., "Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind", *Journal of Economic History*, 1986, 46(2), 385—406.
- [2] Aiyar, S., and J. Feyrer, "A Contribution to the Empirics of Total Factor Productivity", Working Paper, IMF and Dartmouth College, 2002.
- [3] Barro, R., "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), 407—443.
- [4] Barro, R., and X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill, Inc., 1995.
- [5] Battese G., and T. Coelli, "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 1992, 3(1), 153—169.
- [6] Benhabib, J., and M. Spiegel, "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data", *Journal of Monetary Economics*, 1994, 34(2), 143—173.
- [7] 边雅静、沈利生, "人力资本对我国东西部经济增长影响的实证分析", 《数量经济技术经济研究》, 2004年第12期, 第19—24页。
- [8] Bosworth, B., and S. Collins, "The Empirics of Growth: An Update", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003, 34, 113—207.
- [9] 陈晓光, "人力资本向下兼容性及其对跨国收入水平核算的意义", 《经济研究》, 2005年第4期, 第46—56页。
- [10] Chow, G., and A. Lin, "Accounting for Economic Growth in Taiwan and Mainland China: A Comparative Analysis", *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(3), 507—530.
- [11] Dublin, L., and A. Lotka, *The Monetary Value of a Man*. New York: Ronald, 1930.
- [12] Engelbrecht, H., "International R&D Spillovers, Human Capital and Productivity in OECD Economies: An Empirical Investigation", *European Economic Review*, 1997, 41(8), 1479—1488.
- [13] 顾乃华、李江帆, "中国服务业技术效率区域差异的实证分析", 《经济研究》, 2006年第1期, 第46—56页。
- [14] 国家统计局, 《中国统计年鉴2002》。北京, 中国统计出版社, 2002年。
- [15] Islam, N., "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(4), 1128—1170.
- [16] Jorgenson, D., and Z. Griliches, "The Explanation of Productivity Change", *Review of Economic Studies*, 1967, 34(3), 249—283.
- [17] 林毅夫, "发展战略, 自生能力和经济收敛", 《经济学(季刊)》, 2002年第1卷第2期, 第269—300页。

- [18] 李善同, “中国生产性服务业:内容、发展水平与内部结构——基于中国1987—2002年投入产出表的分析”, 国务院发展研究中心调查研究报告第34号(总2880号), 2007年。
- [19] 李子奈、鲁传一, “管理创新在经济增长中贡献的定量分析”, 《清华大学学报(哲学社会科学版)》, 2002年第2期, 第25—31页。
- [20] Lucas, R., “On the Mechanisms of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1), 3—42.
- [21] Mankiw, N., D. Romer, and D. Weil, D, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2), 407—437.
- [22] Schultz, T., “Reflections on Investment in Man”, *Journal of Political Economy*, 1962, 70(1), 1—8.
- [23] Wang, Y., and Y. Yao, “Sources of China’s Economic Growth, 1952—99: Incorporating Human Capital Accumulation”, *China Economic Review*, 2003, 14(1), 32—52.
- [24] Young, A., “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China”, *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4), 1091—1135.
- [25] 张自然, “考虑人力资本的中国生产性服务业 TFP 分解”, 《经济前沿》, 2009年第8期, 第12—18页。
- [26] 张自然, “中国生产性服务业的技术进步研究——基于随机前沿分析法”, 《贵州财经学院学报》, 2010年第2期, 第35—41页。
- [27] 中国经济增长与宏观稳定课题组, “资本化扩张与赶超型经济的技术进步”, 《经济研究》, 2010年第5期, 第4—20页。

Technological Progress of China’s Producer Services with Human Capital

ZIRAN ZHANG

(*Chinese Academy of Social Sciences*)

Abstract This paper studies the growth of the Total Factor Productivity (TFP) in China’s producer service industries. It conducts a stochastic frontier analysis with human capital taken into account. The panel data set is from 29 Chinese provinces for the period 1993—2004. The analysis suggests that the TFP of producer services grows 4.92% per year during 1994—2004, while technology progress contributes 3.21% and technology efficiency im-

provement contributes 1.71%. When human capital is taken into account, the growth rates of TFP and technology progress decrease but that of technology efficiency increases. This paper also finds that technology efficiencies of different regions are converging.

JEL Classification O10, O15, O30