

基于随机前沿模型测算与分析湖南省服务业技术进步率*

Measurement and Analysis of the Rate of Technological Progress in Hunan's Service Industries Based on SFA Model

田 伟¹, 薛 倩²

TIAN Wei¹, XUE Qian²

(1. 湖南农业大学商学院, 湖南长沙 410128; 2. 湖南大学金融与统计学院, 湖南长沙 410079)

(1. College of Business, Hunan Agricultural University, Changsha, Hunan, 410128, China; 2. College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha, Hunan, 410079, China)

摘要:根据 1998~2008 年湖南省 13 个市州服务业投入与产出的面板数据建立随机前沿模型, 并利用该模型对这 13 个市州的技术进步率进行测算和分析。结果显示, 1998~2008 年湖南省服务业的平均技术进步率为 1.51%, 1998~2003 年服务业的技术进步率在高增长后出现小幅波动, 2003 年开始服务业的技术进步率逐渐递减, 增长趋势已经明显放缓。湖南省服务业的技术进步显著, 但是各个市州技术进步程度存在一定差异。湖南省各市州应该以技术进步为支撑, 充分发挥城市的整体功能, 提升湖南省服务业的整体水平。

关键词:服务业 技术进步率 随机前沿分析

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-9164(2011)01-0097-05

Abstract: Based on the panel data with 13 major cities of Hunan province from 1998 to 2008, the stochastic frontier production function model was constructed, by which the rate of technological progress was measured and analyzed. The result shows that the technological progress of service industries is significant, but the degree of technological progress is still different among the 13 major cities in Hunan. Cities in Hunan province should be supported by technological progress, in order to realize the cities' overall function and enhance the overall level of services in Hunan province.

Key words: service industries, technological progress, SFA

2007 年底, 国家批准武汉城市圈和长株潭城市群为资源节约型、环境友好型社会建设综合改革实验区, 正式拉开了“两型”社会建设的序幕。服务业部门作为国民经济的重要部门, 在地方经济和社会发展中扮演着重要的角色, “两型”社会建设也赋予了湖南省服务业全新的历史使命。长期以来, 湖南省服务业虽然得到了快速发展, 但是由于其基础薄弱, 总体发展水平不高。另外, 服务业产出的附加值不高, 服务业

的增长主要依靠劳动力的投入, 经营管理方式粗放, 管理水平和服务质量还很低。因此, 研究湖南省服务业技术进步问题将为湖南省现代服务业的发展提供数据参考, 对进一步挖掘服务业的发展潜力具有重要的意义。

随机前沿分析(SFA)方法最早由 Farrel 提出, 随后得到进一步的发展。通常认为 Meeusen^[1]、Aigner^[2] 和 Battese^[3] 的论文标志着 SFA 技术的诞生。国内外学者运用随机前沿技术对服务业的生产效率和技术进步率进行了一些相关研究。Anderson 等人运用 SFA 分析方法对美国 48 家饭店的经营效率进行评估, 发现这些饭店的平均效率值为 89.42%, 其中最低的也有 84.27%^[4]。Azizul 和 Anton 利用

收稿日期: 2010-09-01

修回日期: 2010-12-23

作者简介: 田 伟(1977-), 男, 博士, 副教授, 主要从事工商管理。

* 湖南大学“中央高校基本科研业务费专项资金”项目, 湖南农业大学青年基金项目(09QN40)资助。

SFA 方法对 2001~2007 年 20 家在线银行的存款效率进行了分析,发现效率最高的是 Islami 银行,而效率最低的是 Pubali 银行^[5]。徐宏毅等利用随机前沿模型,发现 1992~2002 年中国服务业全要素生产率(TFP)的平均增长率为 4.80%,且这一贡献主要来自于技术进步^[6]。顾乃华分析了 1992~2002 年间中国服务业的增长效率特征,发现在此期间中国服务业的增长主要依靠要素投入推动,粗放型特征比较明显^[7]。顾乃华和李江帆使用服务业面板数据,分析中国服务业技术效率的区域差异及其对劳均服务业增加值区域不均衡的影响^[8]。谷彬利用超越对数生产函数的随机前沿模型,将改革开放以来中国服务业的技术效率进行分解,并对转型背景下中国服务业的效率演变进行了研究^[9]。杨向阳和徐翔利用非参数的 DEA 方法对中国服务业全要素生产率增长率进行分解,发现技术进步是推动中国服务业全要素生产率增长的主要动力^[10]。杨勇利用 C-D 生产函数测算了中国服务业全要素生产率,发现其对产出的贡献率经历了由波动向平稳的转变过程^[11]。马虎兆和栾明测算天津市服务业技术进步贡献率,发现天津市服务业的技术进步贡献率仍然较低,服务业发展处于资本驱动阶段^[12]。

从现有相关研究看,大多数研究主要集中在对中国服务业的技术效率分析及其分解问题,缺乏对服务业技术进步率的系统分析,所采用的方法也大多为非参数的 DEA 方法和 C-D 生产函数模型。与其他分析方法相比,采用超越对数生产函数的随机前沿模型,不需要对函数形式作任何限制,对影响技术效率原因的解釋更加合理,更适合研究服务业的技术进步率问题。本文根据 1998~2008 年湖南省 13 个主要市州的服务业投入与产出面板数据建立随机前沿模型,并利用该模型对服务业的技术进步率进行测算,并进一步分析各市州服务业技术进步的差别及产生的原因。

1 模型构建和数据来源

1.1 模型构建

建立具体的随机前沿模型时,首先需要考虑设定生产函数形式,采用超越对数生产函数的时变形式:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 T + \\ & \frac{1}{2} \beta_4 (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_5 (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_6 T^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_7 \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_8 T \ln K_{it} + \beta_9 T \ln L_{it} + V_{it} - U_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

(1)式中, Y_{it} 表示 i 地区在 t 年的服务业增加值

(亿元); K_{it} 表示 i 地区在 t 年的资本投入,即服务业固定资产投资总额(亿元); L_{it} 表示 i 地区在 t 年的劳动力投入,即服务业从业人数(万人); T 为时间变量。 V_{it} 为随机变量,服从正态分布 $N(0, \sigma_v^2)$, 用于测度误差及各种不可控制的随机因素; U_{it} 独立于 V_{it} , 是非负随机变量,表示生产的无效程度,通常假定 U_{it} 服从均值为 m_{it} 方差为 σ_u^2 的非负断尾正态分; m_{it} 为效率损失函数, $e^{-m_{it}}$ 反映了 i 地区在 t 年的技术效率水平。 m_{it} 的测度模型为

$$m_{it} = \delta_0 + \sum_j \delta_j X_{jit}, \quad (2)$$

其中, X_{jit} 表示影响生产单位 i 技术效率的第 j 个变量, δ_0 为常数项, δ_j 是待估参数。

影响服务业生产技术效率的因素很多,我们主要考虑以下几个因素:市场化程度(SC),用非国有经济单位职工比重表示;对外贸易(MY),用进出口值占 GDP 的比重表示;外商直接投资(WS),用 FDI 占 GDP 的比重表示;政府对经济的影响(ZF),用财政支出占 GDP 的比重表示;工业化水平(GY),用人均工业增加值表示。由此,技术效率的损失函数为

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 SC_{it} + \delta_2 MY_{it} + \delta_3 WS_{it} + \delta_4 ZF_{it} + \delta_5 GY_{it} \quad (3)$$

(1)式和(3)式中的未知参数可以由最大似然法联立地估计出来。 Battese 和 Coelli^[13]给出了似然函数及其一阶导数的表达式,并且令

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2, \quad \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2} \quad (4)$$

参数 γ 反映了复合扰动项中技术无效项所占的比例,其取值在 0 到 1 之间。

技术进步经常引发经济关系(尤其是生产函数)随时间变化,在随机前沿分析中,技术进步率实际上是超越对数生产函数关于时间变量 T 的导数。由(1)式,技术进步率的测算公式为

$$\begin{aligned} \text{技术进步率} = & \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial T} = \beta_3 + \beta_6 T + \beta_8 \ln K_{it} + \\ & \beta_9 \ln L_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

1.2 数据来源

选取 1998~2008 年湖南省 13 个主要市州的统计数据,服务业增加值、服务业固定资产投资总额的数据,以及其他影响服务业效率的因素,例如非国有经济单位职工比重、进出口值占 GDP 的比重、FDI 占 GDP 的比重、财政支出占 GDP 的比重和人均工业增加值等。数据均来自历年《湖南省统计年鉴》。服务业从业人数来自于历年《中国城市统计年鉴》。为了使产出数据具有可比性,利用 GDP 平减指数对服务业的增加值进行折算。同时,选取《中国国内生产总

值核算历史资料》提供的固定资本形成总额指数对历年服务业固定资产投资总额进行折算。另外,外商投资额和进出口总额用各年的平均汇率进行换算。

2 模型参数估计及假设检验

2.1 模型参数估计

采用随机前沿分析软件 Frontier 4.1 对模型参数进行估计。

2.1.1 随机前沿生产函数参数估计

从表 1 结果来看,前沿生产函数中,投入的资本、劳动力数量和时间变量与服务业的增加值显著相关。投入的资本和劳动力与服务业的增加值正相关,也就是说随着资本与劳动力投入的增加,服务业的增加值也随之增加;时间与服务业的增加值也为正相关,即随着时间的推移,服务业的增加值随之上升。

另外,复合扰动项中技术无效项所占的比例 γ 为 0.8017,且在 1% 显著水平下通过了 t 检验,说明复合扰动项的变异主要来自于技术的非效率 U ,占 80.17%,而只有不到 20% 来自于统计误差等外部影响。1998~2008 年,湖南省 13 个市州服务业的平均技术效率为 0.882,说明投入要素的使用效率还不太理想,实际产出与生产前沿还存在一定的距离。

表 1 随机前沿生产函数参数估计结果

Table 1 Results of stochastic frontier function

解释变量 Explanatory variable	待估参数 Parameter	估计值 Estimate value	解释变量 Explanatory variable	待估参数 Parameter	估计值 Estimate value
常数项 Constant term	β_0	0.817**	$(\ln L_{it})^2$	β_5	0.328*
$\ln K_{it}$	β_1	0.82***	T^2	β_6	-0.0012**
$\ln L_{it}$	β_2	0.878***	$\ln K_{it} \ln L_{it}$	β_7	-0.725*
T	β_3	0.0683**	$T \ln K_{it}$	β_8	-0.0068
$(\ln K_{it})^2$	β_4	0.2	$T \ln L_{it}$	β_9	-0.0075**

*: $P < 0.1$; **: $P < 0.05$; ***: $P < 0.01$.

2.1.2 技术效率损失估计

从表 2 结果可以看出,对于影响效率的因素,除变量对外贸易对于服务业效率的影响不显著外,其他变量的系数为负,且是显著的,对服务业效率存在正的影响。这也意味着市场化改革,扩大对外开放对服务业效率的提升具有显著的促进作用,湖南省应充分发挥毗邻粤港澳的地域优势,提高湖南的服务水平,改善投资环境,推动服务业的市场化进程。财政支出比重的增加也将提高服务业效率,政府可以通过加大对服务业的投入来提高服务业的效率。工业化水平变量对服务业效率影响显著,说明湖南省新型工业化的推进带动了服务业的发展。

表 2 技术效率损失模型参数估计结果

Table 2 Results of the lost technical efficiency in function

解释变量 Explanatory variable	待估参数 Parameter	估计值 Estimate value	解释变量 Explanatory variable	待估参数 Parameter	估计值 Estimate value
常数项 Constant term	δ_0	0.185**	WS_{it}	δ_3	-0.071**
SC_{it}	δ_1	-0.399***	ZF_{it}	δ_4	-0.085*
MY_{it}	δ_2	-0.105	GY_{it}	δ_5	-0.0026**

*: $P < 0.1$; **: $P < 0.05$; ***: $P < 0.01$.

2.2 模型假设检验

在选择模型时,考虑超越对数生产函数和其他各种生产函数形式,采用一般似然比检验。检验统计量

$$\lambda = -2 \ln [L(H_0)/L(H_1)] \sim \chi^2(q), \quad (6)$$

其中, $L(H_0)$ 和 $L(H_1)$ 分别是前沿生产函数(1)和(3)在零假设和备择假设下的似然函数值,自由度 q 是 H_0 中零约束的个数,随机前沿分析软件计算出备择假设下似然函数值为 17.692,假设检验的结果如表 3 所示。

表 3 假设检验结果

Table 3 Results of supposed test

假设检验 Supposed test	假设 Suppose	对数似然函数值 Function value	统计量 Statistic	临界值 Critical value ($\alpha = 0.05$)	检验结果 Assay
1	$H_0: \beta_i = 0, i = 4, 5, 7$	11.162	13.06	7.815	拒绝 Refuse
2	$H_0: \beta_i = 0, i = 3, 6, 8, 9$	8.703	17.978	9.488	拒绝 Refuse
3	$H_0: \gamma = \delta_i = 0, i = 0, 1, \dots, 5$	9.311	16.762	12.592	拒绝 Refuse

从表 3 假设检验的结果可以得到:在 5% 的显著性水平下,所有的零假设都被拒绝。表明广泛使用的 C-D 型生产函数在本文的研究中是不合适的。在 1998~2008 年之间,虽然技术非效率显著存在,但是湖南省的服务业生产仍然存在技术进步,并且是希克斯非中性技术进步,即技术进步会影响要素间的边际技术替代率。

3 服务业技术进步率的测算结果及地区间差异分析

3.1 测算结果

根据经济增长理论,技术进步是经济增长的重要源泉,而服务业作为经济系统的子系统,技术进步必然会影响到服务业的增长。由(5)式和表 1 中的估计结果,得到湖南省 13 个市州服务业的技术进步率(表 4)。

表 4 1998~2008 年湖南省 13 个市州服务业技术进步率

Table 4 Rate of technological progress of service industries in 13 region of Hunan province from 1998 to 2008

时间 Time	技术进步率 Technological progress (%)													平均 Average
	长沙 Changsha	株洲 Zhuzhou	湘潭 Xiangtan	衡阳 Hengyang	邵阳 Shaoyang	岳阳 Yueyang	常德 Changde	张家界 Zhangjiajie	益阳 Yiyang	郴州 Chenzhou	永州 Yongzhou	怀化 Huaihua	娄底 Loudi	
1998	0.37	2.42	2.78	1.97	2.12	1.81	1.93	3.16	2.53	2.02	2.26	2.49	2.39	2.17
1999	0.38	2.39	2.52	2.04	1.99	1.52	1.67	3.66	2.27	1.91	2.26	2.41	2.70	2.13
2000	-0.06	1.83	2.18	1.65	1.52	1.29	1.32	3.08	1.91	1.67	1.99	1.96	2.41	1.75
2001	-0.38	1.57	1.88	2.14	1.71	1.23	1.26	3.16	1.88	1.46	2.06	1.96	2.36	1.71
2002	-0.43	1.74	2.18	1.49	2.04	1.31	1.39	3.18	2.08	1.62	2.24	2.25	2.44	1.81
2003	-0.85	1.36	1.72	0.97	1.61	0.97	1.09	2.69	1.73	1.10	1.72	1.82	1.83	1.37
2004	-0.88	1.31	1.71	1.15	1.40	1.14	1.30	2.81	1.71	1.25	1.42	1.68	1.90	1.38
2005	-1.10	1.28	1.62	1.08	1.31	1.15	1.23	2.94	1.77	1.38	1.42	1.61	2.06	1.37
2006	-1.24	1.13	1.46	1.15	1.08	1.11	1.13	2.81	1.64	1.37	1.25	1.51	1.85	1.25
2007	-1.42	1.02	1.31	1.16	0.86	0.83	1.07	2.54	1.40	1.29	1.02	1.39	1.81	1.10
2008	-1.88	0.54	0.90	0.71	0.42	0.39	0.68	2.05	0.83	0.79	0.45	0.80	1.47	0.63

从表 4 可以看出,1998~2008 年湖南省服务业的平均技术进步率为 1.51%。其中,1998~1999 年服务业的技术进步率均在 2% 以上,2000~2003 年服务业的技术进步率出现小幅波动,2003 年开始服务业的技术进步率逐渐递减。这是由于服务业有两个特点,一是绝大多数服务产品,其生产与消费在时间和空间上具有高度同一性,即服务产品的生产和消费同时进行;二是要求最低的聚集效应,即人口须达到一定规模,服务业企业才能盈利,才能形成产业。因而,在经济越发达地区居民的收入水平越高,消费需求的结构和层次越合理,服务业发展程度也越高,服务业的发展相对成熟,但是其提升的空间和可能性已经不大,服务业的技术进步率并不高。而在服务业发展相对落后的城市,尽管由于服务业效率水平较低,但由于存在较大的提升空间,因而服务业的技术进步率比较高。

3.2 各地区间差异分析

为进一步分析服务业技术进步的地区间差异,将表 4 中各地区按 11 年平均的技术进步率进行聚类分析,聚类结果如图 1 所示。



图 1 湖南各市州技术进步率的聚类结果

Fig. 1 Classified analysis on rate of technological progress in Hunan

从图 1 可以看出,按技术进步率湖南省 13 个市州可以划分为两大类,孤立点为长沙市和张家港市。第一类地区包括 5 个城市,分别为益阳、怀化、湘潭、永州和娄底。这 5 个城市服务业 11 年的平均技术进步率为 1.84%,高于 13 个市州的平均水平。这说明现代技术的发展使得这些地区服务业的技术水平不断提高,技术进步率始终保持在一个较高的水平。在这 5 个城市中,平均技术进步率最高的是娄底(2.11%),最低的是永州(1.64%)。第二类地区包括 6 个城市,分别为邵阳、郴州、衡阳、株洲、岳阳和常德,该类地区 11 年平均技术进步率为 1.43%,其中技术进步率最高的是株洲(1.51%),最低的是岳阳(1.16%)。第二类地区的城市经济发展水平相对较高,服务业的发展相对成熟,因而采用新技术的步伐放缓,技术进步率较低。尽管长沙市服务业的年平均技术效率为 0.963,在湖南省的市州中是最高的,但是其技术进步率却出现了负增长,从而使得长沙市服务业的技术效率在近几年逐年下降,因此,长沙市还有待实现服务业发展的新突破。而张家界市在实现技术进步率高增长的同时,技术效率反而低下,服务业的年平均技术效率仅为 0.698,这说明在给定的技术水平下,张家界对现有资源的利用效率未能得到有效的提升。

为了解各地区取得技术进步的原因,进一步对技术进步较快的益阳、怀化、湘潭、永州和娄底进行分析。益阳市在改造和提升传统服务业的基础上,着力发展现代物流、金融、商务、信息等生产性服务业,努力拓展城乡消费市场,大力发展文化旅游业。同时,积极扩大对外经济贸易,引导支持拥有自主知识产权的高新技术企业扩大出口规模,扶持出口龙头企业加大技改力度,提高承接加工贸易转移的能力。怀化市

服务业技术进步率保持在较高水平是因为积极发展以商贸物流业为主的服务业,2008年怀化市实现第三产业增长13.3%,新开工和续建20多个商贸物流项目,发展了一批交易规模大、层次高、辐射能力强的专业市场,提高了商贸物流整体功能,逐步实现由传统流通向现代流通的转变。湘潭市则将现代服务业的发展,作为扩大内需和发展优势的战略措施,积极创新经营业态,以打造核心商务圈来激活辖区商贸流通业,以现代物流、金融业推动现代服务业的发展,以文化旅游产业来发挥湘潭人文优势。永州市则通过充分发挥地域优势来实现服务业技术进步,其突出以“三山一城”为重点的旅游项目建设,着重打造湘粤桂边界地区商贸物流中心,兴建一批大型物流园区、购物商场和专业市场,提升了商贸物流的聚集辐射功能。娄底市作为一个工业化城市,重点围绕钢铁、煤炭、建材等优势产业培育一批竞争力较强的专业物流市场,同时,着力完善新农村商务信息体系建设,将现代流通方式向农村推进。

4 结论

本文借助随机前沿生产函数模型,使用面板数据,对湖南省13个市州的技术进步率进行了测算和分析。得到以下结论:

(1)1998~2008年湖南省服务业的平均技术进步率为1.51%,1998~2003年服务业的技术进步率在高增长后出现小幅波动,2003年开始服务业的技术进步率逐渐递减,增长趋势已经明显放缓。益阳、怀化和湘潭等市服务业技术进步最为显著,这些城市在改造和提升传统服务业的基础上,通过打造特色旅游业、发展现代物流和金融业推动现代服务业的发展。张家界市在实现服务业技术进步率高增长的同时,服务业技术效率反而低下,在对现有资源的利用效率上还有待提升。长沙市尽管服务业的年平均技术效率较高,但是其技术进步率却出现了负增长,还需寻找服务业发展的新突破。

(2)湖南省服务业区域间技术进步率差异明显,在给定的技术水平下,生产性和非生产性服务业结构不合理是主要原因,靠增加劳动力投入推动增长服务业的粗放式经营阻碍了服务业的发展。因此在巩固和改造传统服务业的同时,应促进服务业结构升级。湖南省应大力推动服务业跨行业、跨区域整合发展,积极加强与周边省份及其他服务业发展水平较高地区的经济合作,有计划的引进适合的先进技术和管理办法。湖南省各市州应充分发挥城市的整体功能,增

强城市的辐射功能,为服务业加快发展提供强力平台。同时,各地区也应加强合作和交流,整合资源,共同培育服务产业链和产业集群,打造具有湖南特色的服务品牌,提升湖南服务业的整体水平,建设以长株潭一体化为轴心,城市间融合配套、优势互补,面向全国的现代服务业大区域。

参考文献:

- [1] Meeusen W J Van den Broeck. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error[J]. International Economic Review, 1977 (18): 435-444.
- [2] Aigner D J, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and estimation of Stochastic Frontier Production function models[J]. Journal of Econometrics, 1977(6):21-37.
- [3] Battese G E, Corra G S. Estimation of a production frontier model: with application to the Pastoral zone of eastern Australia[J]. Australian Journal of Agricultural Economics, 1977, 21(3):169-179.
- [4] Anderson R I, Fish M, Xia Y, et al. Measure efficiency in the hotel industry: A stochastic frontier approach[J]. Hospital Management, 1999(18):45-57.
- [5] Azizul B, Anton A K. A stochastic frontier model on measuring online bank deposits efficiency[J]. African Journal of Business Management, 2010(4):2438-2499.
- [6] 徐宏毅, 欧阳明德. 中国服务业生产率的实证研究[J]. 工业工程与管理, 2004(5):73-76.
- [7] 顾乃华. 1992-2002年中国服务业增长效率的实证分析[J]. 财贸经济, 2005(4):85-90.
- [8] 顾乃华, 李江帆. 中国服务业技术效率区域差异的实证分析[J]. 经济研究, 2006(1):46-56.
- [9] 谷彬. 改革开放以来中国服务业区域效率测算与分解—基于随机前沿模型的实证研究[J]. 珠江经济, 2008(10):65-84.
- [10] 杨向阳, 徐翔. 中国服务业全要素生产率增长的实证分析[J]. 经济学家, 2006(3):68-76.
- [11] 杨勇. 中国服务业全要素生产率再测算[J]. 世界经济, 2008(10):46-55.
- [12] 马虎兆, 栾明. 天津市服务业技术进步贡献率的测算与分析[J]. 技术经济, 2009(2):81-85.
- [13] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. Empirical Economics, 1995, 20(2):325-332.

(责任编辑:尹 闯)