

环境约束下的中国服务业全要素生产率增长

王恕立, 汪思齐, 滕泽伟

(武汉理工大学 经济学院, 湖北 武汉 430070)

摘要:已有文献在测算服务业全要素生产率时,基本都没有考虑环境因素,而这种传统的全要素生产率测算方法由于忽视了环境污染问题的存在,并不能反映服务业生产率增长的真实绩效,甚至会误导政策建议。文章将环境因素引入服务业生产率体系,运用基于 DDF 的 Malmquist-Luenberger 生产率指数对中国 2004—2013 年服务业分行业 TFP 进行再估算,并结合 Malmquist 生产率指数和服务业环境友好指数进行对比分析。研究发现,两种情形下服务业 TFP 增长的主导因素都在于技术进步,忽视环境因素不仅高估了服务业全要素生产率的增长率,而且高估了其对服务业增长的贡献,环境因素对服务业增长绩效存在影响。环境约束下服务业 TFP 影响因素的实证结果显示,服务业 FDI 并不支持“污染天堂假说”,适当的环境规制在改善环境质量的同时还可以促进服务业生产率的提升,服务业发展水平、研发资本、禀赋结构和公众的环保意识对服务业环境 TFP 也存在不同程度的影响。

关键词:服务业全要素生产率; 方向性距离函数; 环境约束; 影响因素

中图分类号:F719.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)05-0123-12

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2016.05.011

一、引言

当前,服务业在全球经济活动中逐渐占据了主体地位。相关数据显示,高收入经济体的服务业增加值在国内生产总值中所占的比例在 2013 年达到了 73.9%,中等收入经济体和低收入经济体的这一比重在 2014 年也达到了 55.5% 和 46.6%。然而就中国而言,服务业发展还相对迟缓,仍然存在所谓的“三低”现象,服务企业的财务和经济效益也较差(王恕立和胡宗彪,2012)。“十七大”报告对推动经济结构优化升级、加快转变经济发展模式作出了明确指示,要求经济增长方式由依靠第二产业向第三产业进行转变,大力推动现代服务业的发展。

对经济增长的分析离不开全要素生产率,政府制定长期可持续增长政策的重要依据尤其离不开全要素生产率(郭庆旺和贾俊雪,2005)。根据 van Ark 等(2008)和 Inklaar 等(2008)的研究,国家之间的总体经济增长差异很大程度上体现在服务业生产率的差异上,服务业全要素生产率可以在很大程度上解释这种增长差异(van der Marel,2012)。可见在服务经济日益兴起的背景下,服务业生产率对于服务业增长、总体经济增长以及总生产率增长都具有至关重要的作用。因此,通过改善技术效率和提高技术进步来促进中国服务业全要素生产率的提升,不仅可以推动服务业增长模式的转型升级,而且有助于凸显中国转变经济

收稿日期:2015-09-06

基金项目:国家社会科学基金一般项目(13BJY008);教育部人文社会科学一般项目(12YJA790138)

作者简介:王恕立(1964—),男,湖北天门人,武汉理工大学经济学院教授,博士生导师;

汪思齐(1986—),女,湖北武汉人,武汉理工大学经济学院博士研究生;

滕泽伟(1986—),男,甘肃兰州人,武汉理工大学经济学院博士研究生。

发展方式、追求质量提升的战略思路。

许多学者就服务业的全要素生产率展开了丰富而深入的研究,如原毅军等(2009)、Matthews 和 Zhang(2010)、杨向阳(2012)以及王恕立和胡宗彪(2012)等。这些文献在理论和政策方面为分析中国服务业发展的绩效和质量问题提供了依据。然而,这些文献皆忽视了环境因素,由于中国当前及未来经济发展将面临日益增强的环境约束,因此极有必要在传统分析框架中加入环境因素。传统的服务业全要素生产率测算方法由于忽视了环境污染这一重要问题,所得出的研究结论不仅不能反映真实的服务业生产率水平,而且会对政策建议的制定产生错误的引导方向(Hailu 和 Veeman,2000)。

有鉴于此,很多学者尝试将环境因素纳入生产率研究框架,利用 ML 生产率指数进行全要素生产率的实证研究,如 Färe 等(2001)、Yörük 和 Zaim(2005)等。近年来关于中国环境约束下 TFP 的研究文献也日益丰富,如 Ball 等(2004)和杜江(2014)对农业增长环境绩效的研究, Watanabe 和 Tanaka(2007)、涂正革(2008)、吴军(2009)、杨俊和邵汉华(2009)以及陈诗一(2010)对工业增长的环境绩效的研究, Managi 和 Kaneko(2006)、匡远风和彭代彦(2012)、黄茂兴和林寿富(2013)以及朱承亮(2014)对区域环境效率和生产率的研究。值得注意的是,对于服务业 TFP 的测算基本上都忽视了环境因素,而服务业发展过程中所产生的环境污染问题已经日益严重,不容忽视(庞瑞芝等,2014)。受资源约束及环境污染问题的影响,中国的服务业发展已不仅仅局限于如何协调投入要素节约和服务业经济增长,还必须充分考虑到自然资源的承载能力及对环境的保护,以实现资源节约、环境保护和服务业发展的可持续增长模式。更为重要的是,资源约束与环境制约已成为当前经济可持续发展的硬约束,不论工业部门还是服务业部门的发展,都必须向“资源节约型和环境友好型”的新型增长模式转变。对服务业全要素生产率的测算如果将环境因素排除在外,不仅不能反映真实的服务业生产率水平,而且会对政策建议的制定产生错误的引导方向。据此,从资源和环境的双重约束视角出发,重新审视和评价中国的服务业生产率水平就显得十分重要和迫切。

本文试图从以下几个方面对现有文献进行拓展:(1)传统的全要素生产率测算由于忽视了环境污染问题的存在,并不能反映服务业生产率增长的真实绩效,甚至会误导政策建议,本文在服务业生产率研究框架中纳入环境因素,是对环境约束下服务业 TFP 研究文献的补充。(2)由于服务业的构成庞杂,性质差异和目标多元等复杂性特征,使我们有必要采用分行业面板数据,以控制行业特征等差异对生产率的影响(王恕立等,2013)。再者行业面板数据能够很好地克服由于省区数据来源可靠性的限制和各省区发展差异较大导致理论假定不符合经济实践的缺陷(姚战琪,2009)。因此从行业层面对服务业全要素生产率进行分析,能够更加准确地把握中国服务业 TFP 增长的特点(王恕立和胡宗彪,2012)。(3)对影响环境约束下服务业全要素生产率增长的因素进行实证研究,可以进一步探析服务业增长与环境协调可持续发展的途径。这不仅对合理评价和分析环境约束下我国服务业增长状况具有很强的实践意义,而且对我国制定合理可行的服务业可持续增长政策具有重要的现实意义。

二、研究方法

本文将服务业细分行业当作决策单元,运用序列 DEA 思想构造服务业生产的生产可能性边界。将环境因素纳入服务业生产率体系时,所构建的生产可能性集(环境技术)既包含“好”产出也包含“坏”产出。假设在每一时期 $t(t=1, \dots, T)$,每一个行业 $k(k=1, \dots, K)$ 都使用 N 种投入 $x=(x_1, \dots, x_N) \in R_N^+$ 生产出 M 种“好”产出 $y=(y_1, \dots, y_M) \in R_M^+$ 和 I

种“坏”产出 $b = (b_1, \dots, b_I) \in R_I^+$ 。用 $P(x)$ 表示这种生产可能性集：

$$P(x) = \{(y, b) : x \text{ 可以生产 } (y, b)\}, x \in R_N^+ \quad (1)$$

(一) 方向性距离函数。将方向性距离函数(DDF)引入生产可能性边界,依据方向性距离函数测度决策单元离最佳生产前沿面的距离。本文构建的基于产出的方向性距离函数形式如下：

$$\vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; g) = \sup\{\beta : (y^t, b^t) + \beta g \in P^t(x^t)\} \quad (2)$$

图 1 是方向性距离产出函数的曲线图,纵坐标表示生产过程中的期望产出,横坐标表示生产过程中的非期望产出。 $g = (g_y, -g_b)$ 表示生产过程中期望产出增加非期望产出减少。传统的产出距离函数只是增加产出,而方向性距离函数要求在增加期望产出的同时,减少非期望产出。对于图 1 中的 A 点来说,传统距离函数得到的产出极限为 C,而方向性距离函数要求 A 按照方向向量增加期望产出,同时减少非期望产出到达前沿 B。

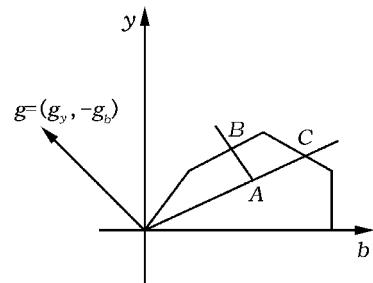


图 1 方向性距离产出的函数

(二) *Malmquist-Luenberger* 生产率指数。基于序列 DEA 思想构建决策单元的生产前沿面,并利用方向性距离函数测度每一决策单元离生产前沿面的距离,这样就可以基于方向性距离函数计算出两个时期内的 *Malmquist-Luenberger* 生产率指数。基于产出的 *Malmquist-Luenberger* 生产率指数表示为：

$$ML_t^{t+1} = \left\{ \frac{[1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; g^t)]}{[1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})]} \times \frac{[1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g^t)]}{[1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})]} \right\}^{1/2} \quad (3)$$

将 *Malmquist-Luenberger* 生产率指数分解为技术进步变化指数和技术效率变化指数,以此探寻生产率增长的源泉,技术效率变化指数刻画的是一种“追赶效应”,技术进步变化指数刻画的是一种“增长效应”。

(三) *Malmquist* 生产率指数。本文将传统 *Malmquist* 生产率指数与考虑了“坏”产出存在下的 *Malmquist-Luenberger* 生产率指数进行对比分析,从而得出中国服务业发展的真实际效水平,基于产出的传统 *Malmquist* 生产率指数的构建如下：

$$M_0(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) = \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \times \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{1/2} \quad (4)$$

三、变量、数据来源及处理

依据 2004—2013 年服务业分行业的投入产出数据来测算考虑环境因素后的中国服务业生产率,需要收集的数据如下：

(一) 服务业产出——“好”产出。相关统计年鉴中并不能直接得到服务业的产出数据,所以我们用服务业分行业的增加值数据来表示服务业的“好”产出,服务业分行业增加值数据来自《中国第三产业统计年鉴》。将增加值数据依据“第三产业增加值指数”换算为 2004 年不变价。

(二) 服务业产出——“坏”产出。Chung 等(1997)对于非期望产出的处理方法得到了广泛应用,此方法将环境因素的约束作用进行了合理地拟合,具有真实的生产率度量(陈诗一,2010)。所以本文在测算服务业的 *Malmquist-Luenberger* 生产率指数时也将污染排

放作为非期望产出来处理。由于中国服务业发展所产生的环境污染数据难以获取,所以很多学者对服务业生产率的研究都没有将环境纳入研究体系。我国“十二五”时期经济社会发展的主要目标中提到要将主要污染物排放总量显著减少,而主要污染物是指化学需氧量(COD)和二氧化硫(SO₂)。因此本文将服务业生产过程中的 COD 和 SO₂ 排放量作为非期望产出指标,并依据庞瑞芝和邓忠奇(2014)的做法,测算出了中国服务业各细分行 业 2004—2013 年的主要污染物排放量。

(三)劳动投入。对于劳动投入来说,需要考虑多种因素,如就业者的工作时间、就业者的工作效率和就业者的工作质量等。很多研究也逐渐开始从更加细微的角度对劳动投入进行质量调整,^①但就服务业分行业的劳动投入而言,还无法依据相关方法获取可行性数据,所以我们最终将劳动投入的代理变量设定为服务业分行业的“年末从业人员数”。

(四)资本投入。资本投入根据通用的永续盘存法来进行估算。利用 Harberger(1978)的稳态方法测算基年资本存量,该方法具有明确合理的经济学依据,从而得到了广泛应用。^②对于资本折旧率目前还没有统一的标准,按照现有文献的惯例,统一设定中国服务业分行业的资本折旧率为 4%(Barro 和 Lee,2010;Lee 和 Hong,2012;王恕立和胡宗彪,2012)。

(五)数据说明。为保证数据口径的统一,本文依据《国民经济行业分类》,最终使用的是 2004—2013 年 14 个细分行业的面板数据。表 1 给出了各变量的描述性统计值。

表 1 变量描述性统计

变量	变量描述	单位	观测数	平均值	中位数	最小值	标准差	最大值
Output	服务业产出	亿元	140	8 013.36	5 855.89	768.57	7 064.88	41 166.23
Capital	资本存量	亿元	140	32 154.91	10 026.49	825.69	50 548.84	242 183.55
Labor	劳动力	万人	140	1 832.82	1 071.91	207.52	1 686.95	6 050.72
SO ₂	SO ₂ 排放量	万吨	140	1.589	1.222	0.162	1.175	5.259
COD	COD 排放量	万吨	140	5.101	3.816	0.656	3.839	19.515

四、实证结果分析

基于 2004—2013 年中国服务业分行业的投入产出数据,我们对不考虑和考虑环境约束两种情形下的服务业 TFP 进行了再测算(结果见表 2)。

表 2 中国服务业总体的生产率指数及其分解(2004—2013 年)

年份	不考虑环境因素			考虑环境因素		
	EC	TC	SM	EC	TC	SML
2005/2004	0.989	1.069	1.058	0.984	1.039	1.022
2006/2005	0.973	1.099	1.069	0.982	1.044	1.025
2007/2006	0.955	1.148	1.096	0.987	1.097	1.083
2008/2007	0.972	1.087	1.057	1.003	1.038	1.041
2009/2008	0.975	1.060	1.034	0.980	1.035	1.014
2010/2009	0.973	1.075	1.047	1.000	1.074	1.075
2011/2010	0.984	1.054	1.037	0.981	1.132	1.110
2012/2011	0.996	1.051	1.046	1.011	1.011	1.022
2013/2012	0.954	1.016	0.970	0.991	1.011	1.001
平均值	0.975	1.073	1.046	0.991	1.053	1.043

注:EC 代表技术效率变化,TC 代表技术进步变化,SM 代表 Sequential Malmquist 指数,SML 代表 Sequential Malmquist Luenberger 指数。

^①如张军等(2003)、郑京海等(2005)、杨勇(2008)、任若恩等(2009)、Zheng 等(2009)、Fox 和 Smeets(2011)等。

^②如林毅夫和刘培林(2003),Wu(2009)等,Barro 和 Lee(2010),Lee 和 Hong(2012)。

从表2中可知，当不考虑环境污染时，2004—2013年服务业TFP年均增长4.6%，技术效率年均负增长2.5%，技术进步年均增长7.3%；考虑环境污染的情形下，2004—2013年服务业TFP年均增长4.3%，技术效率年均负增长0.9%，技术进步年均增长5.3%。可见，中国服务业生产率水平的测算确实受到了环境因素的影响。若将环境因素排除在外，则会高估服务业全要素生产率的增长，在制定相关政策建议时也会产生错误的引导方向，这充分说明了环境因素对服务业增长绩效存在影响。两种情形下中国服务业TFP增长的动力源泉都是技术进步，技术效率的作用微弱，这表明服务业发展过程中技术效率还存在可挖掘的潜力和空间，中国今后应从改善技术效率状况方面促进服务业生产率的提升（顾乃华，2008）。两种情况下TFP增长对中国服务业增长的贡献率（分别为43.07%和40.26%）也要低于要素投入对服务业增长的贡献率，服务业增长模式仍然以粗放型增长为主，今后应当引导和促进服务业增长模式转变，由依赖要素投入转变为依赖生产率提高来促进服务业增长和发展的集约型增长模式。

（一）服务业TFP变动的行业异质性。表3中对两种情形下中国服务业细分行业的生产率指数进行了测算分解。在未考虑环境约束的情形下，2004—2013年中国服务业TFP增长率最高的行业是文化、体育和娱乐业（8.6%），其中技术进步增长率为7.6%，技术效率增长率为0.9%；最低的行业是信息传输、计算机服务和软件业（-0.6%）以及房地产业（-1.1%），二者表现为负增长的原因主要是技术效率的退步率较快（分别为-7.5%和-6.4%）。考虑环境因素之后，服务业技术进步增速偏低、技术效率退步较快的双重原因使得中国2004—2013年服务业细分行业的TFP增长率大部分都出现了不同程度的下滑。这同样说明了环境因素对服务业增长绩效存在影响，忽略环境因素会造成对服务业增长绩效的高估。两种情形下技术进步仍是中国服务业分行业TFP增长的主要源动力，技术效率的作用偏弱。较低的TFP贡献率表明当前要素投入仍然是中国服务业增长的主要源泉，服务业发展仍然具有明显的粗放型特征。

表3 中国服务业细分行业的TFP变动及其分解（2004—2013年）

年份	行业	不考虑环境因素				考虑环境因素			
		技术效率	技术进步	TFP指数	TFP贡献率	技术效率	技术进步	TFP指数	TFP贡献率
2004—2013	交通运输、仓储和邮政业	0.989	1.075	1.064	76.89	0.998	1.054	1.052	62.48
	信息传输、计算机服务和软件业	0.925	1.075	0.994	-6.39	0.998	1.050	1.048	51.19
	批发和零售业	1.002	1.075	1.078	56.21	1.000	1.052	1.052	37.47
	住宿和餐饮业	0.967	1.061	1.026	30.78	0.995	1.054	1.050	59.19
	金融业	1.000	1.074	1.074	53.84	1.000	1.045	1.045	32.74
	房地产业	0.936	1.057	0.989	-14.94	0.983	1.038	1.020	27.17
	租赁和商务服务业	0.945	1.075	1.016	17.06	0.977	1.060	1.036	38.39
	科学研究、技术服务和地质勘查业	0.956	1.081	1.033	35.19	0.972	1.062	1.033	35.19
	水利、环境和公共设施管理业	0.989	1.072	1.060	63.99	0.993	1.053	1.046	49.06
	居民服务和其他服务业	0.999	1.060	1.060	63.99	1.000	1.043	1.044	46.93
	教育	0.988	1.078	1.065	69.32	0.989	1.055	1.044	46.93
	卫生、社会保障和社会福利业	0.961	1.088	1.045	47.99	0.993	1.055	1.048	51.19
	文化、体育和娱乐业	1.009	1.076	1.086	91.72	0.991	1.055	1.045	47.99
	公共管理和社会组织	0.982	1.072	1.052	55.46	0.985	1.057	1.041	43.73
	平均值	0.975	1.073	1.046	43.07	0.991	1.053	1.043	40.26

两种情形下服务业生产率、技术效率和技术进步变动都表现出了相当大的行业异质性，所以本文进一步探讨了服务业TFP行业异质性的根源。^①夏杰长等（2010）认为信息技术促进服务业现代化的一般途径在于拉动效应、扩展效应、融合效应和直接效应。由于信息技

^①很感谢匿名审稿专家的建设性意见，正如匿名审稿专家所言，这种原因透析不仅有助于突显服务部门特征，增强研究的政策含义，也能为下文的影响因素分析提供一定依据。

术在不同服务业行业中的作用程度、作用频率和作用密度不同,进而导致服务业企业采用不同的方式配置资源,从而产生不同的资源配置结果,资源配置方式和结果的不同必然造成不同的服务业生产率增长(王恕立和胡宗彪,2012)。这一机制表现明显的行业有信息传输、计算机服务和软件业(两种情形下2004—2013年的技术进步增长率分别为7.5%和5%),此外信息技术还推动了一些主要行业的变革性发展,如交通运输、仓储和邮政业,批发和零售业,金融业,教育业以及文化、体育和娱乐业等,这些行业的 TFP 在2004—2013年的年均增长率都高于平均值(4.6%和4.3%)。另外中国服务业体制改革的渐进模式也是服务业 TFP 呈现出行业异质性的一大根源,商贸流通业在中国服务业改革中面临的阻力最小,所以批发和零售业在2004—2013年的 TFP 年均增长率都比较高(未考虑环境因素和考虑环境因素的情形下, TFP 年均增长率分别达到了7.8%和5.2%)。而受限于制度约束发展相对缓慢的研发服务业 TFP 增长率却相对较低,“科学研究、技术服务和地质勘查业”在样本期内仅有3.3%的 TFP 年均增长率。这些针对不同行业的进程和力度有别的体制变革必定会对各自行业的 TFP 增长产生异质影响。此外还有一些可能机制(如各行业的人力资本状况、与市场机制相关的产业组织等、与技术知识创造和积累相关的科技投入)也会使得各行业 TFP 出现异质性。服务业 TFP 所呈现出来的行业异质性是多种机制因素综合作用的结果,不同的作用机制造成了不同的行业异质性结果,并且主导机制在每个行业中也存在差异。

(二)服务业 TFP 累积性时序变动。参照杜江(2014)的做法,我们绘制出了以2004年为基期的中国服务业 TFP 、技术效率和技术进步的累积性变化折线图(图2)。可以看出,2004年以来服务业 TFP 持续增长,未考虑环境污染情形下2013年服务业SM累计值为1.492, TFP 增长0.49倍,考虑环境污染情形下2013年服务业SML累计值为1.461, TFP 增长0.46倍。可见,忽略环境因素会高估服务业 TFP 的增长绩效,所得到的并不是服务业增长的真实绩效。图2还显示,未考虑环境污染情形下2013年服务业EC累计值为0.794,技术效率表现为负增长(-20.6%),考虑环境污染情形下2013年服务业EC累计值为0.979,技术效率同样表现为负增长(-2.1%),环境因素对服务业技术效率的结果同样存在影响。另外,两种情形下2013年服务业TC累计值分别为1.881和1.589,分别比2004年提高0.88倍和0.59倍。可见忽视环境因素会高估服务业 TFP 和服务业技术进步的增长率。服务业技术进步表现出了明显的“增长效应”,而服务业技术效率的“追赶效应”微弱。

(三)服务业环境友好指数(SEFI)。依据(Oh,2010;杜江,2014)构建环境友好指数的思路,本文也构建了服务业环境友好指数,以此判断服务业分行业的环境污染程度。将环境约束下服务业Malmquist Luenberger生产率指数与服务业传统Malmquist生产率指数的比值定义为服务业环境友好指数。若服务业某一行业的环境友好指数大于1,则表示该行业 TFP 在增长的同时也兼顾到了环境污染问题,这样的行业被称之为环境友好型行业,若小于1,则表示该行业 TFP 在快速增长的同时忽视了环境污染问题,则称之为环境非友好型行业。

图3绘制出了2004—2013年中国服务业细分行业的环境友好指数曲线图。^①从图中可

^①依据《国民经济行业分类》的标准,图中的代号依次为:交通运输、仓储和邮政业(F);信息传输、计算机服务和软件业(G);批发和零售业(H);住宿和餐饮业(I);金融业(J);房地产业(K);租赁和商务服务业(L);科学研究、技术服务和地质勘查业(M);水利、环境和公共设施管理业(N);居民服务和其他服务业(O);教育(P);卫生、社会保障和社会福利业(Q);文化、体育和娱乐业(R);公共管理和社会组织(S)。

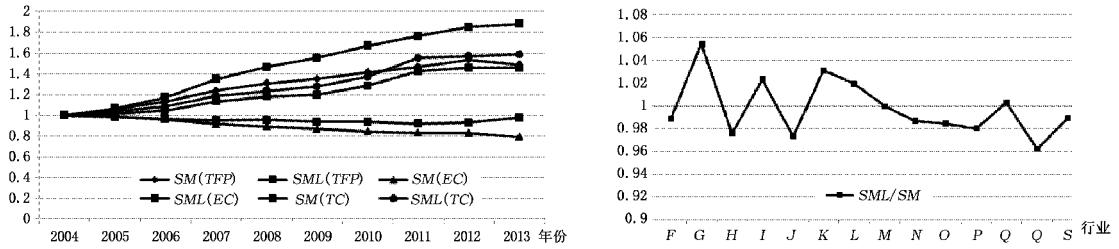


图 2 SM 和 SML 累积性 TFP、EC 和 TC 变动对比

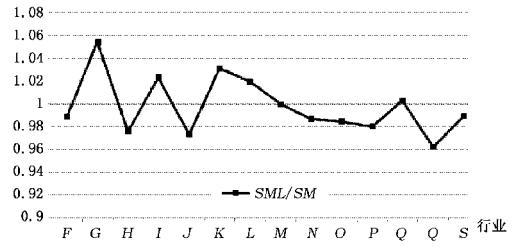


图 3 中国服务业分行业环境友好指数(2004—2013 年)

以看出,环境友好指数大于 1 的行业有 5 个,小于 1 的有 9 个,环境友好指数最大的行业是信息传输、计算机服务和软件业(1.054),最小的行业是文化、体育和娱乐业(0.962),服务业分行业间的指数差异程度偏大。与服务业平均水平相比(0.997),交通运输、仓储和邮政业、批发和零售业等 8 个行业的环境友好指数低于平均水平,结果不甚理想。通过服务业环境友好指数的构建和对比,可以帮助我们清晰地认识到环境和中国服务业发展状况之间的关系,服务业发展对我们赖以生存的环境已经造成了不可避免的负面影响,中国服务业 TFP 在快速增长的同时也要注重环境保护问题,不能忽略环境污染这一副产品的影响。

(四)服务业 TFP 的稳健性结果检验。考虑到资本折旧率以及基年资本存量测算方法的不同,本文通过改变折旧率及基年资本存量的测算方法来进行稳健性结果检验,测算结果列于表 4 中。从测算结果来看,测算方法的不同并没有改变本文的基本判断和结论。因此,可以说本文的测算结果是稳健的。

表 4 服务业全要素生产率的稳健性结果检验

折旧率	指数	不考虑环境因素		考虑环境因素	
		Harberger 基年资本存量估计方法	原毅军等基年资本存量估计方法	Harberger 基年资本存量估计方法	原毅军等基年资本存量估计方法
4%	技术效率	0.9746	0.9748	0.9910	0.9910
	技术进步	1.0727	1.0745	1.0528	1.0526
	TFP 指数	1.0455	1.0473	1.0433	1.0431
7%	技术效率	0.9752	0.9751	0.9911	0.9909
	技术进步	1.0751	1.0730	1.0529	1.0526
	TFP 指数	1.0484	1.0463	1.0434	1.0432
9.6%	技术效率	0.9755	0.9754	0.9910	0.9910
	技术进步	1.0756	1.0734	1.0529	1.0527
	TFP 指数	1.0493	1.0470	1.0434	1.0432

五、环境约束下服务业 TFP 的影响因素分析

在运用传统的 Malmquist 生产率指数和 Malmquist-Luenberger 生产率指数对服务业 TFP 进行分析之后,基于已有研究成果对服务业 TFP 影响因素分析的考虑,有必要对环境约束下服务业 TFP 的影响因素进行考察,以此探析服务业增长与环境协调可持续发展的途径。根据生产率相关的决定理论以及前人的研究成果(王兵等,2010),为了考察环境约束下服务业 TFP 的影响因素,本文构建的计量经济模型如下:

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln id_{i,t} + \alpha_2 \ln od_{i,t} + \alpha_3 \ln kl_{i,t} + \alpha_4 \ln sdl_{i,t} + \alpha_5 \ln sdl_{i,t} + \alpha_6 \ln r dg_{i,t} + \alpha_7 \ln e tc_{i,t} + \alpha_8 \ln emc_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, i 表示服务业各细分行业, t 表示时间, TFP 表示环境约束下服务业全要素生产率,

idi 表示服务业的利用外资强度, odi 表示服务业的对外投资强度, kl 表示服务业的资本强度, sdl 表示服务业发展水平, rdg 表示服务业的研发资本投入强度, etc 表示服务业的公众环保意识, emc 表示企业的环境管理能力, 为了验证服务业“环境库兹涅茨曲线”是否存在, 本文还在模型中加入了服务业发展水平的二次项 $dsdl$, $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项, 为了降低异方差及时间趋势因素, 各变量均取了对数。

(一) 变量测度及数据处理。

1. 环境约束下服务业全要素生产率(TFP)。本文将环境因素纳入服务业生产率研究体系, 基于方向性距离函数对 2004—2013 年服务业各细分行业的环境全要素生产率进行了重新测算和分析, 测算方法及数据见本文第二、第三和第四部分。在模型估计时, 将其转换为以 2004 年为基期的累积变化率形式。

2. 服务业利用外资强度(idi)和对外投资强度(odi)。中国服务业在利用外资的同时, 也相应地进行对外直接投资, 为了检验中国服务业利用外资是否存在“污染天堂”假说, 本文引入了服务业利用外资强度和对外投资强度两个变量。用服务业实际利用外资总额和对外直接投资总额占服务业增加值的比重分别表示服务业利用外资及对外投资的强度。

3. 服务业的资本强度(kl)。用服务业的人均资本占有量表示服务业的资本强度, 以此考察服务业资本密集度对服务业环境全要素生产率的影响。

4. 服务业的研发资本投入强度(rdg)。用服务业 $R&D$ 经费内部支出占相应行业增加值的比重表示各行业的研发资本投入强度, 这样可以避免可能的内生性问题、价格因素以及国家规模的影响。

5. 服务业发展水平(sdl)和服务业发展水平的二次方($dsdl$)。服务业发展水平指标采用服务业增加值占 GDP 的比重来表示。

6. 服务业的公众环保意识(etc)。环保意识对一国环境质量的改善有着至关重要的作用, 对于一个社会的环境管理能力也是非常重要的。采用劳动力的平均受教育年限指标近似代替服务业的公众环保意识, 服务业各行业公众环保意识的计算公式为: 小学比重 $\times 6$ + 初中比重 $\times 9$ + 高中比重 $\times 12$ + 大专 $\times 15$ + 本科 $\times 16$ + 研究生及以上学历 $\times 19$ 。

7. 环境规制强度(emc)。基于环境规制强度的衡量方法和数据的可得性,^①本文用二氧化硫的去除率来衡量环境规制强度。

(二) 实证结果分析。表 5 给出了总体样本的回归结果, *Hausman* 检验表明对环境约束下服务业全要素生产率的回归分析应该采用固定效应模型。

表 5 环境约束下服务业全要素生产率的影响因素分析

	固定效应估计		稳健性检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
idi	0.0037(0.0076)	0.0099(0.0081)	0.0038(0.0076)	0.0035(0.0076)	0.0098(0.0079)
odi	-0.0033(0.0023)	-0.0023(0.0024)	-0.0034(0.0023)	-0.0033(0.0023)	-0.0022(0.0024)
kl	0.1356 *** (0.0358)	0.1266 *** (0.0386)	0.1358 *** (0.0370)	0.1297 *** (0.0374)	0.1226 *** (0.0399)
rdg	0.0117 ** (0.0051)	0.0107 ** (0.0052)	0.0118 ** (0.0051)	0.0119 ** (0.0051)	0.0109 ** (0.0052)
sdl	-0.3527 *** (0.0847)	-0.3717 *** (0.0939)	-0.3516 *** (0.0862)	-0.3504 *** (0.0853)	-0.3676 *** (0.0937)
$dsdl$	0.0680 ** (0.0306)	0.0658 * (0.0337)	0.0671 ** (0.0309)	0.0678 ** (0.0306)	0.0658 * (0.0337)

^① 关于环境规制强度指标的衡量, 李眺(2013)认为主要存在以下几种形式: 企业治理污染投资占企业总成本或产值的比重、环境规制下的污染排放量、环境规制机构对企业排污的检查和监督次数。

续表5 环境约束下服务业全要素生产率的影响因素分析

	固定效应估计		稳健性检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
etc	0.0025(0.0079)	-0.0013(0.0085)	-0.0164(0.0993)	0.0067(0.0187)	0.0081(0.0196)
emc	0.8498*** (0.0357)	0.8942*** (0.0417)	0.8528*** (0.0347)	0.8473*** (0.0376)	0.8864*** (0.0417)
constant	-0.3683*** (0.0921)	-0.3551*** (0.1003)	-0.3235(0.2284)	-0.3691*** (0.0916)	-0.3733*** (0.0986)
R ²	0.936	0.929	0.936	0.936	0.930
F	95.497	77.921	95.429	95.523	78.049

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著，括号内为标准误。

首先关注服务业发展水平和服务业利用外资对环境全要素生产率^①的影响，服务业发展水平对环境全要素生产率存在显著的负向影响，而服务业发展水平的二次方对环境全要素生产率存在显著的正向影响，这表明环境约束下的服务业全要素生产率支持“环境库兹涅茨曲线”假说，这与 Wu(2007) 和王兵等(2010)的研究结果是一致的。服务业利用外资对环境全要素生产率的影响并不显著，这表明“污染天堂”假说在服务业中是不存在的，这与 Li 和 Zheng(2004) 以及涂正革(2008)的研究结论是一致的，而与王兵等(2010)的研究结论并不一致。^② 服务业对外直接投资规模的扩大对环境全要素生产率的增长也不存在显著的影响，这表明中国服务业在对外直接投资方面并不仅仅只是投资污染密集型产业，这也可能是由中国服务业对外直接投资动机的差异所造成的。^③

资本密集度对服务业环境全要素生产率的增长具有显著的正向作用，表明中国服务业行业结构的转型有利于环境全要素生产率的增长。研发资本投入对于环境全要素生产率的增长有显著的正影响，研发资本投入始终是中国服务业生产率增长的源泉，表明中国服务业在进行研发自主创新的同时，也对清洁型生产技术的开发进行了相应的研发资本投入。环保意识对一国环境质量的改善有着至关重要的作用，对于社会环境管理能力的提升也非常重要，但我们发现公众的环保意识与环境全要素生产率的增长并没有显著的关系，这可能与本文所选取的指标存在一定关系，用受教育程度表示公众的环保意识并不是一个很恰当的指标。但是，研究表明需要进一步将日益提高的公众环保意识转化为促进社会环境管制能力提高的重要动力(王兵等, 2010)。环境规制强度对环境全要素生产率存在显著的正影响，环境规制有利于东道国环境质量的改善，有利于增强服务业增长与环境的协调性，适当的环境规制在改善环境质量的同时也可以促进服务业生产率的提升。

(三) 样本估计结果的稳健性检验。为了考察指标的不同度量方法对估计结果的影响，本文依据王恕立和胡宗彪(2013)的做法，也从四个方面进行稳健性检验。第一，保持公众环保意识的指标不变，将服务业利用外资强度和对外投资强度的指标采用利用外资总额和对外投资总额占服务业固定资产投资的比重表示，结果列于表 5 的(2)列；第二，保持服务业利用外资强度和对外投资强度的指标不变，将公众环保意识中的计算公式变为：小学比重×6 + 初中比重×9 + 高中比重×12 + 大专及以上学历×16，结果列于表 5 的(3)列；第三，保持服务业利用外资强度和对外投资强度的指标不变，用大专及以上学历就业者的比重表示

①为了与全文表述相一致，环境全要素生产率是指环境约束下的服务业全要素生产率。

②实际上，在王兵等(2010)的研究结论中，外商直接投资变量仅是在 15% 的显著性水平上显著，并认为这种差异可能是由研究对象以及污染物选择的不同而造成的。

③胡宗彪(2013)认为服务业对外直接投资没有对服务业生产率产生显著的正向影响，这与王英和刘思峰(2008)、李梅和柳士昌(2012)的研究结论是一致的。

公众环保意识,结果列于表 5 的(4)列;第四,同时改变服务业利用外资强度、对外投资强度和公众环保意识的指标,结果列于表 5 的(5)列。可以看出,改变指标的度量方法之后,估计结果只稍有轻微的数值变化,本文的基本判断和实质结论并未发生改变。可见,上述的估计结果是稳健的。

六、结论及政策启示

传统的全要素生产率测算由于忽视了环境污染问题的存在,并不能反映服务业生产率增长的真实绩效,甚至会误导政策建议。本文基于方向性距离函数,运用 *Sequential-DEA* 技术构造生产前沿面,采用中国 2004—2013 年服务业分行业的投入产出数据,对环境约束下中国服务业的 *Malmquist-Luenberger* 生产率指数及其构成进行了测度,并结合 *Malmquist* 生产率指数和服务业环境友好指数作了对比分析。最后,实证检验了环境约束下服务业全要素生产率的影响因素,主要结论如下:2004-2013 年中国服务业不考虑环境因素的 TFP 年均增长率为 4.6%,要高于考虑环境因素的 TFP 年均增长率(4.3%),环境因素对服务业增长绩效存在影响。两种情形下服务业 TFP 增长的主导因素在于技术进步的提高,多数行业的技术效率呈下降趋势,这表明服务业发展过程中技术效率还存在可挖掘的潜力和空间,中国今后应从改善技术效率的角度促进服务业生产率的提升(顾乃华,2008;王恕立等,2012)。与此同时,TFP 增长对服务业产出增长的贡献率较低,服务业增长模式仍然以粗放型增长为主,今后应转变服务业增长模式,由现在的依靠要素投入转变为依靠生产率提高来促进服务业增长和发展的集约型增长模式。

通过服务业环境友好指数的构建和对比,可以清晰地认识到中国服务业的发展状况与环境之间的关系。虽然考虑环境因素后的服务业分行业 TFP 均表现为正增长,但多数行业都处于环境非友好型模式中,中国服务业 TFP 在快速增长的同时需要注重环境保护问题。

我们也检验了环境约束下服务业全要素生产率的影响因素。环境约束下的服务业全要素生产率支持“环境库兹涅茨曲线”假说,但并不支持“污染天堂假说”。服务业对外投资规模的扩大对环境全要素生产率的增长不存在显著的影响,服务业行业结构的转型有利于环境全要素生产率的增长。研发资本投入对于环境全要素生产率的增长有显著的正影响,公众环保意识与环境全要素生产率的增长没有显著的关系。环境规制有利于增强服务业增长与环境的协调性,适当的环境规制在改善环境质量的同时还可以促进服务业生产率的提升。

本文的研究结论给我们的启示是:首先,应进一步加强对服务业全要素生产率重要性的认识,从而凸显中国转变经济发展方式、追求质量提升的战略思路。其次,我国应该在保持服务业技术进步至少不倒退的前提下,注重从服务业技术效率的改善方面进一步提升服务业全要素生产率,当然还需兼顾到不同服务业部门的差异性,即服务业发展及其生产率提升应该遵循“分门别类、实事求是”的渐进式原则。再次,在国际直接投资进入“服务经济”时代的背景下,我国应把握服务业对外开放的新机遇、新格局,安全有序、积极稳妥地推进服务业对外开放,坚持继续从国外引进服务业现代化的管理经验和先进技术,完善符合 WTO 规则的有关法律法规,为外商在华投资创造良好的国内市场环境。最后,我国在鼓励大力发展战略性新兴产业的同时,还需制定相关的资源节约和环境保护政策,提高服务业自身的治污能力,保障资源、环境与服务业生产率增长的协调可持续发展,这不仅需要政府为新清洁技术提供研发支持,还需配以相应的激励措施以促进新技术的推广和应用。当然,本文也存在一些不足之

处，对环境约束下中国服务业全要素生产率的测算仅考虑了 SO_2 和 COD 这两种主要污染物，而没有考虑到其他污染物排放；对于环境约束下服务业全要素生产率影响因素指标的选取也有一定的局限性，人们对环境质量的需求偏好在本文的实证研究中也没有得到体现，这些问题都将是今后进一步的研究方向。

主要参考文献

- [1]陈诗一. 中国的绿色工业革命：基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. 经济研究, 2010, (11): 21—34.
- [2]杜江. 中国农业增长的环境绩效研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (11): 53—69.
- [3]郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算：1979—2004[J]. 经济研究, 2005, (6): 51—60.
- [4]黄茂兴, 林寿富. 污染损害、环境管理与经济可持续增长——基于五部门内生经济增长模型的分析[J]. 经济研究, 2013, (12): 30—41.
- [5]匡远凤, 彭代彦. 中国环境生产效率与环境全要素生产率分析[J]. 经济研究, 2012, (7): 62—74.
- [6]庞瑞芝, 邓忠奇. 服务业生产率真的低吗？[J]. 经济研究, 2014, (12): 86—99.
- [7]涂正革. 环境、资源与工业增长的协调性[J]. 经济研究, 2008, (2): 93—105.
- [8]王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010, (5): 95—109.
- [9]王恕立, 胡宗彪. 中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察[J]. 经济研究, 2012, (4): 15—27.
- [10]吴军. 环境约束下中国地区工业全要素生产率增长及收敛分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (11): 17—27.
- [11]杨俊, 邵汉华. 环境约束下的中国工业增长状况研究——基于 Malmquist-Luenberger 指数的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (9): 64—78.
- [12]姚战琪. 生产率增长与要素再配置效应：中国的经验研究[J]. 经济研究, 2009, (11): 130—143.
- [13]原毅军, 刘浩, 白楠. 中国生产性服务业全要素生产率测度——基于非参数 Malmquist 指数方法的研究[J]. 中国软科学, 2009, (1): 159—167.
- [14]朱承亮. 中国地区经济差距的演变轨迹与来源分解[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (6): 36—54.
- [15]Ball V E, Lovell C A K, Luu H, et al. Incorporating environmental impacts in the measurement of agricultural productivity growth[J]. Journal of Agricultural and Resource Economics, 2004, 29 (3): 436—460.
- [16]Barro R J, Lee J W. A new data set of educational attainment in the world, 1950—2010[J]. Journal of Development Economics, 2013, 104: 184—198.
- [17]Chung Y H, Färe R, Grosskopf S. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51(3): 229—240.
- [18]Färe R, Grosskopf S, Pasurka Jr C A. Accounting for air pollution emissions in measures of state manufacturing productivity growth[J]. Journal of Regional Science, 2001, 41(3): 381—409.
- [19]Hailu A, Veeman T S. Environmentally sensitive productivity analysis of the Canadian pulp and paper industry, 1959—1994: An input distance function approach[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2000, 40(3): 251—274.
- [20]Inklaar R, Timmer M, van Ark B, et al. Market services productivity across Europe and the US[J]. Economic Policy, 2008, 23(53): 140—194.
- [21]Lee J W, Hong K. Economic growth in Asia: Determinants and prospects[J]. Japan and the World Economy, 2012, 24(2): 101—113.
- [22]Matthews K, Zhang N N. Bank productivity in China 1997—2007: Measurement and convergence[J]. China Economic Review, 2010, 21(4): 617—628.
- [23]Oh D H. A global Malmquist-Luenberger productivity index[J]. Journal of Productivity Analysis, 2010,

- 34(3): 183—197.
- [24]van Ark B, O'Mahony M, Timmer M P. The productivity gap between Europe and the United States: Trends and causes[J]. Journal of Economic Perspectives, 2008, 22(1): 25—44.
- [25]van der Marel E. Trade in services and TFP: The role of regulation[J]. The World Economy, 2012, 35(11): 1530—1558.
- [26]Watanabe M, Tanaka K. Efficiency analysis of Chinese industry: A directional distance function approach [J]. Energy Policy, 2007, 35(12): 6323—6331.
- [27]Yörük B K, Zaim O. Productivity growth in OECD countries: A comparison with Malmquist indices[J]. Journal of Comparative Economics, 2005, 33(2): 401—420.

Total Factor Productivity Growth in the Service Industry in China under Environmental Constraints

Wang Shuli, Wang Siqi, Teng Zewei

(School of Economics, Wuhan University of Technology, Wuhan 430070, China)

Abstract: Existing literature does not take the environmental factors into account when it measures the total factor productivity (TFP) in the service industry. And due to a lack of environmental pollution, this traditional TFP calculation cannot reflect the real performance of TFP growth in the service industry, and even can misguide policy suggestions. This paper introduces environmental factors into productivity system in the service industry, employs Malmquist-Luenberger productivity index based on DDF to re-estimate sub-sector TFP in the service industry from 2004 to 2013, and then does a comparative analysis based on Malmquist productivity index and service environmental friendliness index. This paper finds that TFP growth in the service industry is mainly caused by technical progress, and the neglect of environmental factors overestimates not only TFP in the service industry but also its contribution to the growth of the service industry; the environmental factors affect the growth performance of the service industry. The empirical results concerning the factors influencing TFP in the service industry under environmental constraints reveal that FDI in service industry does not support the pollution heaven hypothesis. Appropriate environmental regulation not only improves the environment quality but also facilitates the productivity growth in the service industry. The development level of service industry, R&D capital, endowments structure and public environmental awareness also have different impacts on TFP in the service industry.

Key words: total factor productivity in the service industry; directional distance function; environmental constraint; influencing factor

(责任编辑 石 头)