

服务业发展是绿色的吗?

——基于服务业环境全要素效率分析

庞瑞芝,王亮

(南开大学经济与社会发展研究院,天津 300071)

摘要:新常态下,服务业将成为经济增长的重心。然而,转向以服务业为重心的经济增长能够自动克服粗放发展模式的弊端吗?换句话说,服务业发展一定是绿色的吗?运用改进后的 Bootstrap 两阶段分析方法,实证考察包含能源消耗和污染及排放因素的中国服务业环境全要素效率(ETFE)及其影响因素。由于该方法能够克服数据包络分析方法的缺点,纠正效率偏差,使评估更为科学准确。在绿色增长框架下,核算了2010—2013年间我国30个省市服务业部门的环境全要素效率。研究发现,中国服务业发展不是绿色的,样本期内中国省际服务业部门的有效程度总体较低,存在技术无效、区域间差异较大的问题,呈现由沿海向内陆有效程度递减的态势。省际间的能源消费结构、劳动力素质、工业化率、城市化率等因素对省际 ETFE 有显著影响。此外,研究结论支持“环境库兹涅茨曲线”与“污染避难所”假说。

关键词:两阶段; Bootstrap; 环境全要素生产率; 服务业; DEA

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)04-0018-11

一、引言

服务业已经成为拉动全球经济增长的新引擎,中国在经济发展转方式、调结构的过程中提出服务业为主导,引领经济发展的新常态。2015年,中国服务业对GDP增长的贡献率达41.9%,拉动经济增长6.1个百分点。然而,在长期工业化的发展背景下,中国服务业的发展一直处于相对滞后的状态。程大中^[1]提出的中国服务业存在的“三低”现象(增加值比重低、就业比重低、劳动力人均增加值偏低)至今仍旧存在。调整后的中国服务业占GDP比重超过美国,但人均GDP远落后于美、日等国^[2]。经济增长方式就是各种生产要素及各种资源的组合和配置的方式。粗放型经济增长方式靠各种投入来推动外延式增长,片面追求数量、产值和速度而忽视了质量和效益。集约型经济增长通过技术进步、规模经济和资源配置改善经济发展质量从而推动经济增长。因此,提升中国服务业发展质量,促进服务业拉动中国经济增长及改善就业的关键就是提高服务业生产效率。然而,许多学者认为中国服务业效率偏低^[3]。此外,中国经济所面临的资源环境约束问题越来越严重,绿色、生态、环保的理念日益深入人心。长期以来,人们认为只有工业才是高能耗、高排放的行业,而服务业是无烟经济、绿色经济。事实上,随着近年来交通运输业、餐饮商贸业等行业的飞速发展,服务业

收稿日期:2016-04-14;修回日期:2016-05-25

作者简介:庞瑞芝(1973—),女,山东梁山人,南开大学经济与社会发展研究院教授,经济学博士,研究方向为产业效率、产业组织与产业发展;王亮(1993—),男,浙江金华人,南开大学经济与社会发展研究院硕士研究生,研究方向为产业经济学。

基金项目:教育部人文社科基金项目(15YJA790049)

的能耗问题也越来越突出,低碳环保同样是服务业发展的政策取向。已有众多学者将能源消耗和污染排放纳入工业经济分析框架^[4-7]。能源和环境既是经济发展的关键要素又是经济发展的刚性约束,因此,面对经济增长极限的挑战和可持续发展的要求,研究服务业“绿色”生产效率显得尤为重要。

已有许多学者对服务业效率进行研究^[8-10]。Nanere *et al.*^[11]指出,只有在可持续发展框架下正确考虑了能源环境因素后的生产率度量才是可靠的,否则生产率有可能被高估或低估。不考虑节能减排因素的全要素生产率不能真实反应具体的技术和效率变化。然而目前来看,将环境和能源纳入服务业效率分析中的只有庞瑞芝等^[12]、王恕立等^[13],但两者均未对服务业“绿色”全要素生产率的影响因素进行探讨。在对效率测度的研究方法上,两者均采用了方向性距离函数和 ML 生产率指数。自从 Chung *et al.*^[14]利用方向性距离函数和 ML 生产率指数从方法上第一次合理地拟合了污染排放对经济增长的作用后,大多数学者延续这种方法测度“绿色”全要素生产率,如庞瑞芝、李鹏等^[15]。此外,也有一些学者采用 DEA-Malmquist 指数方法,例如刘兴凯、张诚^[16]。然而这些基于数据包络分析方法测算的效率有很大的缺陷,即效率估计值有偏且无法进行统计检验。此外,一些传统的两阶段分析方法内在逻辑不一致,第二阶段的回归分析由于没有被很好地定义从而显得不够合理,且基于似然函数的传统统计推断方法是无效的。本文的两阶段分析描绘了数据生成过程,使得两阶段前后逻辑一致,引入 Bootstrap 方法,解决传统 DEA 及两阶段分析方法中存在的问题。

二、研究模型、指标与数据

(一) 研究模型

DEA 由 Farrell^[17]、Charnes *et al.*^[18]提出并不断发展,被广泛运用到各种系统的效率评估中去,然而这种方法本身存在缺陷。DEA 本质上是一种确定性前沿技术方法,将样本的投入产出空间前沿看作是完全有效的状态,由于样本产生的投入产出空间是真实投入产出空间的子集,所以得到的 DEA 估计量只能被看作是效率估计的上限,真实效率水平要小于或等于估计值。传统 DEA 方法存在样本敏感性、易受极端值影响、小样本估计有偏,以及无法进行统计检验等缺点。Simar and Wilson^[19-21]将 Bootstrap 引入 DEA 模型中从而解决了上述存在的问题。Bootstrap 方法通过对大样本的计算修正了传统 DEA 的估计误差,考虑了效率值对样本变动的敏感性,同时得到效率值的置信区间,为判断效率值稳定性提供依据。被广泛应用的两阶段方法都没有描述潜在的数据生成过程,于是就导致了一个问题,即在两阶段方法中估计的到底是什么? Simar and Wilson^[22]又将 Bootstrap 运用到两阶段分析框架中,描述数据生成过程,解决传统两阶段分析中存在的问题,提出稳健的估计方法。本文运用其提出的两阶段分析方法。

设 X 为 p 维投入向量, Y 为 q 维产出向量, Z 为 r 维环境变量向量。两阶段分析认为每一个 DMU 面对特定的环境变量 Z , 该环境变量限制了他们对投入 X 和产出 Y 的选择。

在第一阶段中,产出导向的效率值可通过求解以下线性规划得出:

$$\hat{\delta}_0 = \max\{\delta > 0 \mid \delta y_0 \leq Y\lambda, x_0 \geq X\lambda, \mathbf{1}'\lambda = 1\}$$

在第二阶段中,将该估计的效率值代替真实效率作如下回归分析:

$$\hat{\delta} = z\beta + \zeta \geq 1 \quad (1)$$

这样的两阶段方法在统计推断上会产生问题。首先,实际回归方程中被解释变量是未被观测到的,通常用估计值去代替。尽管效率估计值一致,但其收敛速度较慢且是有偏的。其次,上式中误差项与解释变量相关,这就违背经典回归方程的假设,使得系数的统计推断无效。

对于产出导向效率的估计值,有下式成立:

$$\hat{\delta} = E(\hat{\delta}) + u$$

其中 $E(u) = 0$ 效率估计值的偏离定义为如下形式:

$$\text{BIAS}(\hat{\delta}) = E(\hat{\delta}) - \delta$$

由上面两式联立可得:

$$\hat{\delta} - \text{BIAS}(\hat{\delta}) - u = z\beta + \varepsilon \geq 1$$

尽管 u 的期望值为零,但 BIAS 的期望值不为零。 u 未知且不能被估计,但是 BIAS 能通过 Bootstrap 估计。Bootstrap-BIAS 估计值等于 BIAS 加上一个误差项:

$$\text{BIAS}(\hat{\delta}) = \text{BIAS}(\hat{\delta}) + v$$

通过 Bootstrap-BIAS 估计值可以构建一个效率值的 Bootstrap 误差修正值:

$$\hat{\delta} = \hat{\delta} - \text{BIAS}(\hat{\delta})$$

进一步分析有下式:

$$\hat{\delta} + v - u = z\beta + \varepsilon \geq 1$$

在样本容量较大的情况下 v 和 u 是可以忽略的,因此运用极大似然法对下式进行估计能得到一致的估计结果:

$$\hat{\delta} \approx z\beta + \varepsilon \geq 1 \tag{2}$$

将 (1) 式和 (2) 式进行比较 (1) 式忽略了效率估计值的偏差项和 u , (2) 式忽略了 v 和 u 。对于第一阶段,使用修正的效率值可以得到对效率值更加合理的近似。本文两阶段具体算法如下所述:

1. 对于每一个 DMU,算出其产出导向效率估计值 $\hat{\delta}_i$ 。
2. 使用极大似然法估计 $\hat{\delta}_i$ 与 Z 的截断回归模型,得到系数的估计值 $\hat{\beta}$ 以及误差标准差的估计值 $\hat{\sigma}_\varepsilon$ 。
3. 对于每一个 DMU,重复以下 4 个步骤 $B1$ 次,得到 Bootstrap 估计值集合 $\{\hat{\delta}_{i,b}^* \mid b = 1, \dots, B1\}$:
 - (1) 从 $1 - \hat{\beta}Z_i$ 左截断的正态分布 $N(0, \hat{\sigma}_\varepsilon^2)$ 中抽样得到误差项 ε_i ;
 - (2) 计算 $\delta_i^* = \hat{\beta}Z_i + \varepsilon_i$;
 - (3) 构建集合 (x_i^*, y_i^*) , 其中 $x_i^* = x_i, y_i^* = y_i \hat{\delta}_i / \delta_i^*$;
 - (4) 利用集合 (x_i^*, y_i^*) 计算新的 DEA 效率值 $\hat{\delta}_i^*$ 。
4. 对于每一个 DMU,计算修正后的效率值 $\hat{\delta}_i = \hat{\delta}_i - \text{BIAS}_i$, 其中 $\text{BIAS}_i = \frac{1}{B1} \sum_{b=1}^{B1} \hat{\delta}_{i,b}^* - \hat{\delta}_i$ 。
5. 使用极大似然法估计 $\hat{\delta}_i$ 与 Z 的截断回归模型,得到系数的估计值 $\hat{\beta}$ 以及误差标准差的估计值 $\hat{\sigma}$ 。
6. 重复以下 3 个步骤 $B2$ 次,获得 Bootstrap 估计值的集合 $\{(\hat{\beta}_b^*, \hat{\sigma}_b^* \mid b = 1, \dots, B2)\}$:
 - (1) 从 $1 - \hat{\beta}Z_i$ 左截断的正态分布 $N(0, \hat{\sigma}^2)$ 中抽样得到误差项 ε_i ;
 - (2) 计算 $\delta_i^{**} = \hat{\beta}Z_i + \varepsilon_i$;
 - (3) 使用极大似然法估计 δ_i^{**} 与 Z 的截断回归模型,得到估计值 $(\hat{\beta}^*, \hat{\sigma}^*)$ 。
7. 使用 Bootstrap 结果 $\{(\hat{\beta}_b^*, \hat{\sigma}_b^* \mid b = 1, \dots, B2)\}$ 估计置信区间,进行统计推断。

(二) 指标与数据

资本投入 选择省际服务业固定资本存量(2010—2013)这一指标,并沿袭张军等^[23]学者的研究中提供的核算方法,资本存量采用永续盘存法:

$$K_{i,t} = (1 - \delta) K_{i,t-1} + I_{i,t}$$

其中 K 表示服务业固定资本存量 I 表示服务业固定资产投资额 δ 表示固定资产折旧率,本文统一取4%。当年投资指标 I 用固定资本形成总额表示,并用固定资产投资价格指数进行平减。基期的资本存量为:

$$K_{2010} = I_{2010} / (\delta + g)$$

其中 g 为所考察的省市2010—2013年间服务业的实际增加值的几何平均增长率。

劳动投入 人力资本在经济增长中起着至关重要的作用。富克斯认为,受服务需求易波动的影响,服务业部门实际投入的工作时间要比工业部门少,也就是说服务业的人均工作时间少于工业^[24]。此外,服务业各行业劳动投入存在异质性,因此模型中劳动投入应同时考虑到劳动力数量和劳动时间两个因素。本文劳动力投入指标设定为第三产业各分行业城镇单位就业人数乘以各分行业城镇就业人员平均工作时间之和。

能源投入 选取各省市服务业终端能源消费总量这一指标。能源消费量单位为万吨标准煤,这里还要按照不同能源的折算系数将其转换为标准煤。本文将“交通运输、仓储和邮政业”“批发、零售业”“住宿、餐饮业”和“其他服务业”的能源消费量加总作为服务业的能耗。

好产出 选取各省市2010—2013年服务业的增加值作为唯一的好产出指标,并通过第三产业增加值指数进行平减。

坏产出 (1) 温室气体的主要成份是 CO_2 , 而 CO_2 的排放不能直接获得,需要进行估算。本文按照联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)所制定的温室气体清单指南所提供的参考方法,由能源统计年鉴中的多种不同能源的碳排放系数折算出 CO_2 排放量。(2) 污染物 SO_2 。各省市 SO_2 的排放情况能够从《中国统计年鉴》中获得,其统计包括工业二氧化硫及生活二氧化硫,本文参照现有文献的做法^[13-14],选取生活二氧化硫并进一步折算成服务业排放的二氧化硫。计算方法为生活二氧化硫排放量乘以地区常住人口中第三产业城镇单位从业人员的比重。

以上数据来源于《中国统计年鉴(2010—2013)》《中国能源统计年鉴(2010—2013)》《中国第三产业统计年鉴(2010—2013)》《中国环境统计年鉴(2010—2013)》,劳动时间来自国研网数据库中“2012年城镇就业人员调查周平均工作时间”的分行业指标。

三、服务业发展是绿色的吗?——基于纠偏后的效率考察

根据上述方法,本文计算出2010—2013年中国各省市服务业环境全要素效率值,其中 $B1$ 取1000, $B2$ 取6000,由于每年30个省构建的DMU数量较少,而本文所考察的4年间技术并没有较大变动,因此将所有样本构建同一前沿面。此外,本文将坏产出作为投入处理。由于篇幅所限,下表只列出2013年的情况。

由表1可知,纠偏后的产出导向效率值(即本文所计算的服务业环境全要素效率值)大于原始效率值,即有效程度降低。虽然纠偏后的效率值普遍高于原始效率值但整体趋势是一致的。此外,按照原始效率值衡量,有7个省市达到完全有效状态,即效率值为1,但按照纠偏后的效率值衡量,没有任何一个省市达到完全有效状态。正如 Simar and Wilson^[25]所说的,大多数效率值等于1是由于估计的前沿面存在偏差引起的。也就是说大多数DMU效率值为1的情况是不合理的,我们所观测到的样本其真实效率值不会出现众多DMU达到完全有效的情况。此外,如果所估计的效率值在置信区间之外,可以认为结果是严重有偏的。置信区间为效率值统计推断提供依据。原始的效率值落在置信区间外,而修正后的效率值全部落在置信区间内。综上所述,传统DEA方法估计的效率值有

偏,修正后的效率值更准确地反映了各省市真实的环境全要素效率。在2013年,服务业绿色有效程度最高的前三省市为北京、上海、江苏,最低的前三个省市为河北、陕西、四川。纠偏后的效率值均未达到有效状态,中国服务业发展并不是绿色的。

从全国水平来看,在样本期间中国服务业绿色无效程度呈现增加趋势,如表2所示。这一方面说明我国服务业存在较严重的技术无效问题,服务业整体运行效率低。四年间劳动、资本平均增长率分别为7.09%、18.76%,远远高于服务业增加值的增长率5.83%;另一方面,从表1中“纠偏”后的结果来看,尚无一个省市能够达到完全有效状态,大部分省市有效程度很低(1.5以上省市占50%)。这一点从近几年来我国服务业整体能耗的增长率可见一斑,样本期内,服务业能耗平均增长率达到8.71%。可见,我国服务业发展远非绿色。

进一步考察不同省市、不同区域在2010至2013年间的服务业环境全要素效率发现:北京的平均有效程度最高,距离前沿面最近。紧随其后的分别为江苏、上海、天津、广东。北京是我国政治、经济、文化中心,服务业发展完善,内部结构合理,高能耗、高排放服务业行业占比较低,而天津是新兴的经济发展中心,广东一直为中国经济的龙头,经济发展、开放水平较高。有效程度第一梯队的这五个省市共同特点是经济发展位于中国前列,三次产业中服务业占比较高,高能耗、高污染产业比重较低。服务业有效程度最低的省市依次为:陕西、四川、河北、广西、山西,均为经济不发达省市或者煤炭大省。其中河北、广西的ETFE在样本期间有所改善,其余三省ETFE表现趋于恶化。

从表2、图1分析可知,中国八大区域间服务业绿色无效程度差异较大,除了南部沿海、北部沿海地区外,其余六个地区服务业有效程度逐年降低。北部沿海地区中北京、天津两地服务业有效程度在全国处于前列,服务业内部运行效率逐年改善。然而河北省有效程度很低,拉低了北部沿海地区的平

表1 2013年中国各省市服务业环境全要素效率^①

地区	原始效率	纠偏效率	偏差	下限	上限	排名
北京市	1.000 0	1.038 6	-0.038 6	1.002 1	1.089 9	1
上海市	1.000 0	1.070 3	-0.070 3	1.002 4	1.193 2	2
江苏省	1.000 0	1.114 3	-0.114 3	1.008 3	1.306 8	3
广东省	1.092 8	1.164 6	-0.071 7	1.098 0	1.256 2	4
天津市	1.000 0	1.174 3	-0.174 3	1.052 5	1.359 7	5
新疆	1.000 0	1.214 0	-0.214 0	1.015 0	1.807 0	6
宁夏	1.137 0	1.237 6	-0.100 6	1.152 3	1.392 1	7
浙江省	1.128 1	1.248 2	-0.120 1	1.163 5	1.375 5	8
海南省	1.000 0	1.274 4	-0.274 4	1.027 8	2.044 7	9
青海省	1.228 9	1.320 6	-0.091 7	1.264 0	1.409 6	10
甘肃省	1.000 0	1.320 7	-0.320 7	1.049 2	2.127 9	11
贵州省	1.289 4	1.404 1	-0.114 7	1.320 6	1.535 6	12
安徽省	1.369 2	1.473 7	-0.104 5	1.391 1	1.632 8	13
山东省	1.313 3	1.474 3	-0.161 0	1.376 5	1.656 1	14
湖南省	1.425 6	1.496 6	-0.071 0	1.457 7	1.554 6	15
福建省	1.484 8	1.633 3	-0.148 5	1.524 1	1.817 6	16
黑龙江	1.551 9	1.642 3	-0.090 4	1.581 6	1.728 7	17
江西省	1.534 6	1.692 5	-0.157 8	1.574 0	1.907 1	18
内蒙古	1.619 6	1.717 5	-0.097 9	1.632 8	1.836 5	19
河南省	1.608 9	1.752 2	-0.143 3	1.625 5	1.986 3	20
重庆市	1.657 4	1.791 3	-0.133 9	1.703 1	1.923 0	21
湖北省	1.710 2	1.810 1	-0.099 9	1.749 9	1.909 0	22
吉林省	1.755 5	1.848 5	-0.093 0	1.789 6	1.930 9	23
云南省	1.785 6	1.901 7	-0.116 1	1.840 0	2.005 1	24
山西省	1.873 4	1.961 5	-0.088 1	1.915 5	2.036 9	25
辽宁省	1.920 8	2.072 8	-0.152 0	1.947 1	2.317 2	26
广西	2.058 7	2.215 7	-0.157 0	2.098 5	2.381 4	27
四川省	2.082 0	2.279 3	-0.197 3	2.106 9	2.556 2	28
陕西省	2.256 3	2.415 5	-0.159 2	2.303 6	2.577 1	29
河北省	2.194 0	2.417 6	-0.223 6	2.250 0	2.789 7	30

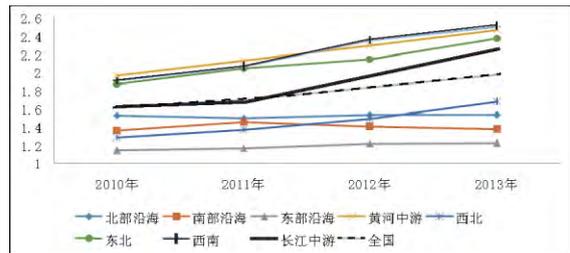


图1 2010—2013年中国各区域服务业环境全要素效率

均水平,反映出区域内部服务业效率存在显著差异,京津冀一体化发展尚需深度推进。服务业有效程度由高到低依次为东部沿海、南部沿海、西北经济区、北部沿海、长江中游经济区、东北经济区、西南经济区、黄河中游经济区,其中前四个地区高于全国平均水平。与京津冀完全相反,东部沿海地区服务业有效程度普遍较高,发展均衡。东部沿海地区形成的城市群产生了一定的聚集效应,且其经济基础相近,产业内部融合程度较高,这提高了整体服务业的有效程度,使其位居八大经济区之首。我国沿海地区服务业有效程度较高,构成了我国服务业发展的前沿阵地,这与其经济发展水平高、自然环境优越、服务经济比较发达有关。总体来看,我国服务业绿色有效程度从沿海到内陆呈逐渐递减态势。其中黄河中游地区服务业有效程度最低,主要是由于山西、陕西两地的低效引起的,这两个省是中国煤炭大省,能源消费中煤炭占比较大。作为内陆地区的西北部地区服务业绿色有效程度较高,是与其经济基础虽然薄弱但是其产业结构中高能耗产业尚未占主导有关的。

四、是什么因素制约着我国服务业效率?

由前文分析,我国服务业绿色发展水平较低,当前及未来转向以服务业为重心的经济发展不容乐观,那么,到底是哪些因素影响和制约着我国服务业绿色发展水平呢?

(一) 我国服务业环境全要素效率影响因素的指标选取

对于服务业发展水平的影响因素,现有文献已经进行了大量的研究。Sanchez *et al.* [26] 发现服务业发展的驱动力包含很多潜在因素,如信息技术、国土面积与人口、产品和服务的结合、创新和新技术、服务业产业集聚等。汪德华等 [27] 利用跨国横截面数据研究发现:一国的法治水平、政府支出规模和政府投资规模、私人财产保护制度等均对服务业发展产生不同程度的影响。然而,现有研究中针对能源、环境视角的影响因素研究较少,尤其是针对服务业环境全要素效率影响因素的研究更为少见。本文在上述方法和已有文献的基础上,从环境和资源视角分析中国服务业效率的影响因素。选取的影响和制约因素如下:

区域经济发展程度 人均 GDP 反映一个地区的经济发展程度。一个具有较高人均 GDP 的省市经济发展比较成熟,产业结构也比较高级,服务经济相对发达。本文选取各地区 2010 至 2013 年间的人均 GDP,并运用 GDP 指数进行平减,取其自然对数作为衡量指标。此外将人均 GDP 对数的二次项也纳入模型中。

表 2 中国 2010—2013 年八大经济区
服务业环境全要素效率(ETFE)

		2010 年	2011 年	2012 年	2013 年
北部沿海地区	北京市	1.038 6	1.042 4	1.126 3	1.239 2
	天津市	1.164 6	1.103 9	1.229 3	1.212 2
	河北省	2.417 6	2.378 0	2.402 0	2.288 6
	山东省	1.474 3	1.439 8	1.369 1	1.381 9
	均值	1.523 8	1.491 0	1.531 7	1.530 5
南部沿海经济区	福建省	1.633 3	1.672 7	1.737 3	1.698 3
	广东省	1.174 3	1.247 9	1.178 2	1.181 8
	海南省	1.274 4	1.441 3	1.278 5	1.226 1
	均值	1.360 7	1.454 0	1.398 0	1.368 7
东部沿海经济区	上海市	1.070 3	1.058 5	1.118 3	1.210 5
	江苏省	1.114 3	1.129 6	1.110 2	1.097 0
	浙江省	1.237 6	1.311 3	1.411 1	1.344 5
	均值	1.140 7	1.166 5	1.213 2	1.217 4
黄河中游经济区	内蒙古	1.717 5	1.660 8	1.644 2	1.917 9
	山西省	1.961 5	2.096 4	2.224 0	2.611 7
	河南省	1.752 2	2.110 8	2.348 2	2.455 4
	陕西省	2.415 5	2.647 7	2.957 6	2.885 6
	均值	1.961 7	2.129 0	2.293 5	2.467 7
西北经济区	甘肃省	1.320 6	1.422 4	1.676 5	2.126 3
	青海省	1.320 7	1.439 0	1.381 1	1.362 8
	宁夏	1.214 0	1.201 8	1.296 3	1.229 4
	新疆	1.248 2	1.385 4	1.584 4	1.965 8
均值	1.275 9	1.362 1	1.484 6	1.671 1	
东北经济区	辽宁省	2.072 8	2.192 4	2.136 3	2.326 8
	吉林省	1.901 7	1.998 4	2.219 4	2.405 9
	黑龙江	1.642 3	1.936 2	2.070 8	2.386 2
	均值	1.872 3	2.042 3	2.142 2	2.372 9
西南经济区	贵州省	1.404 1	1.605 0	2.061 6	2.612 7
	云南省	1.848 5	1.919 4	2.233 5	2.596 3
	重庆市	1.791 3	1.945 1	2.135 1	2.405 5
	四川省	2.279 3	2.415 8	2.663 4	2.856 3
	广西	2.215 7	2.424 9	2.662 3	2.030 5
	均值	1.907 8	2.062 1	2.351 2	2.500 3
长江中游经济区	安徽省	1.473 7	1.597 1	2.143 9	2.528 3
	江西省	1.692 5	1.571 7	1.623 9	1.951 8
	湖北省	1.810 1	1.905 1	2.130 0	2.383 1
	湖南省	1.496 6	1.655 2	1.882 7	2.139 4
	均值	1.618 2	1.682 3	1.945 1	2.250 7

劳动者素质 内生增长理论认为,教育水平是影响人力资本的重要因素,而人力资本积累是经济增长的源泉。由于就业人员教育水平的高低是衡量员工接受能力、技能、知识的重要指标,受教育多的人有更多的知识应用于工作中并提高“干中学”能力,这种现象显著反映在服务业的发展中。本指标用各省就业人员的受教育年限平均数的变动表示,具体计算方法以2010—2013年各省市就业人口中受教育程度构成的百分比为权重,对受教育年限进行加权平均。估算方法为“不识字”为0年,“小学”为6年,“初中”为9年,“高中”为12年,“大专”为14年,“本科”为16年,“研究生”为19年。虽然服务业就业人员的受教育年限和整个地区就业人员的受教育年限存在一定误差,但是在回归方程中真正起作用的是受教育年限变动的相对差异而非绝对水平,又由于二者比较接近,所以此替代方式不会引起很大误差。本文用EDU表示劳动者素质。

服务业内部结构 在环境效率分析框架中,能耗和碳排放状况对效率具有显著影响。从中国能源终端消费量来看,“交通运输、仓储和邮政业”“批发、零售业”和“住宿、餐饮业”占据了服务业行业70%以上的能源消耗。李江帆、曾国军^[28]提出第一层次服务业比重下降而第二层次服务业比重上升代表中国第三产业内部结构升级的趋势。一般来讲高附加值、高效率、高知识密集度的产业比重提升会提高服务业绿色发展水平,而高耗能服务业比重提升会降低服务业绿色有效程度。本文选用“交通运输、仓储和邮政业”“批发、零售业”和“住宿、餐饮业”这三个高耗能传统流通服务业增加值占第三产业增加值的比重作为服务业内部结构的指标,用IS表示。

服务业能源消费结构 我国煤炭在所有能源消费中占比最大,而以煤炭为主的能源消费结构并不利于经济可持续发展,对环境污染严重。近几年中国服务业能源消费占比逐步提高、工业能源消费占比逐步下降。本文用各省市服务业能源消费中煤消耗比重来衡量服务业能源消费结构,用ES表示。

环境规制 环境管制促使企业为降低成本加快创新步伐,企业通过科技创新在提升竞争力的同时也减少了污染物的排放,从而促使服务业发展绿色化。本文运用排污费收入占GDP的比重来衡量,用REG表示。

工业化率 配第克拉克定理认为随着经济的发展,产业结构由工业转向服务业。我国目前已基本完成工业化,良好的工业化基础能促进服务业的发展,服务业与工业之间的良好互动是工业化完成的标志,本文运用工业增加值占GDP的比重衡量地区工业化程度,用IR表示。

控制变量 本文选取的控制变量包括城市化率(URBAN)、政府对经济的干预强度(GOV)、外商直接投资(FDI)、信息化程度(ICT)。服务业直接面对消费者,要求服务企业及服务对象的集中,服务业的聚集特征明显,本文采用城镇居民/总人口作为城市化指标;政府对经济的调控会对服务业发展产生重要的影响,本文采用财政支出占GDP的比重来衡量政府的干预程度;市场开放对产业增长有显著的影响,技术外溢的效果不但对服务业产生影响,而且间接促进制造业发展,本文用外商直接投资占GDP的比重来衡量对外开放程度;技术进步是服务业发展的最重要的推动力量之一,而对服务业影响最深、最广的则是信息技术的推广和普及,信息软件产业是现代服务业的重要行业,直接推动了服务业的发展,信息技术也具有融合效应,催生了服务业很多新的业态,同时信息技术也促进了服务业管理和组织的现代化,本文用互联网普及率表示信息化程度。

(二) 实证分析:我国服务业环境全要素效率影响因素

为探究变量之间的因果关系以及引起ETFE变化的原因,本文首先对变量进行面板格兰杰因果检验。结果表明,在10%显著性水平下,GDP、服务业能源结构、城市化率、政府干预程度、信息化率均构成环境效率的格兰杰因,其中GDP、城市化率、政府干预程度与环境效率之间呈现双向因果关系。本文指标选取部分已详细阐述了变量间的理论关系,为探寻各因素与效率之间的影响关系,本文对上述因素进行实证考察。

中国服务业环境全要素效率影响因素估计结果如表 3 所示。其中第一列表示影响因素、截距项与回归方程的误差标准差,第二列为传统的产出导向效率值与影响因素的截断回归结果,其显著性的统计推断由基于似然函数的传统统计推断方法得出。第三列为修正后的效率值与影响因素截断回归结果,其显著性的统计推断由最后两列 Bootstrap 置信区间判断得出。最后两列是通过 Bootstrap 方法估计出的显著性水平为 95% 的置信区间上下限。对未修正的效率值进行回归发现有 3 个变量不显著,而用纠正过的效率值进行回归,发现有 2 个变量不显著。此外两者所估计的系数相差较大。

表 3 服务业环境全要素效率影响因素截断回归结果

	DEA 效率	Bootstrap 纠偏效率	置信区间 下限	置信区间 上限
LnGDP	22.053 9*	22.896 0*	11.422 5	35.184 1
(LnGDP) ²	-1.135 4*	-1.156 3*	-1.754 7	-0.600 7
EDU	-0.329 6*	-0.388 5*	-0.707 9	-0.079 5
IS	1.082 3	1.052 3	-1.391 0	3.556 7
ES	0.108 4*	0.127 7*	0.066 0	0.190 1
REG	-0.031 9	-0.032 8	-0.068 6	0.001 4
IR	2.196 8*	2.184 6*	0.547 1	3.987 8
URBAN	-0.183 7	-0.401 0*	-0.690 0	-0.126 3
GOV	-1.430 5*	-1.226 5*	-2.465 5	-0.057 2
FDI	0.102 5*	0.146 5*	0.077 6	0.216 8
ICT	0.320 5*	0.309 6*	0.148 1	0.477 3
截距	-106.394 9*	-111.740 6*	-175.253 2	-52.022 5
误差标准差	0.340 6	0.371 3	0.318 0	0.429 6

注: * 表示估计系数在 10% 水平上显著。

修正后的效率减轻了由于误差项与解释变量相关,以及将未被观测到的效率值作为被解释变量所导致的在有限样本容量下的估计误差,系数估计精度较高,因此有理由相信使用纠偏后的效率进行截断回归所得到的系数值更准确。此外,由 Bootstrap 方法估计出的系数置信区间与传统方法估计出的置信区间不同,Bootstrap 置信区间包含了效率值的内在误差修正,能够通过该置信区间进行有效地统计推断。本文的两阶段方法得到了估计准确、推断有效的结果。此外,需要特别说明的是,由于被解释变量是产出导向型效率,因此系数为正表示该因素对无效程度为正向影响,对有效程度为负向影响。

由实证结果分析可知,人均 GDP 及其二次项对服务业环境全要素效率有显著影响。以人均 GDP 为代表的区域经济发展程度对服务业有效程度有负向影响。中国在 2010—2013 年间,经济结构处于调整过程中,服务业整体运行效率偏低。人均 GDP 对数的二次式系数显著为负,对服务业有效程度有正向影响,表明经济发展水平达到一定程度后会促进服务业有效程度的提升。在资源、环境约束下的服务业绿色有效程度与经济发展水平呈“U 型”关系,这在一定程度上验证了我国服务业发展中存在“环境库兹涅茨曲线”^②。劳动者受教育程度与服务业有效程度呈显著的正相关关系。人力资本的素质是经济增长的重要因素,它可以提升资本和非技术劳动等投入的边际收益。服务业能源消费结构对服务业有效程度有显著负向影响,表明以煤炭为主的能源消费结构对于服务业的绿色发展来说依然不利。煤炭消费占比越高,服务业有效程度越低。工业化程度与服务业有效程度之间呈显著负向关系,显示出我国工业与服务业并未形成良性互动,总体上看“两业融合”仍停留在口号层面。这一方面与我国工业化总体发展水平依然存在巨大的区域间差异,因而无法揭示局部地区“两业有效融合”的发展实际有关,另一方面也与我国工业经济中初级产业和初级产品仍占主导,制造业产业链中与产品制造相关的金融服务、市场营销、人力资源服务等占比依然较低有关。

在控制变量方面,城市化率对服务业的有效程度有正向作用。服务业的特征之一是绝大多数服务产品不可存储,其生产和消费在时空上具有高度一致性,因此集聚发展是服务业的一个空间特点。一方面城市规模越大,人口密度越高,对服务业的需求也越大;另一方面市场越大,规模效益越高,就越能推动服务业发展水平提升。同时城市化带来的服务业聚集可以促进服务业企业之间的知识溢出和创新资源的获得,产业集聚也会带来服务企业之间的“追赶效应”和“拉拔效应”,最终促进服务业运行效率的提升。政府因素有显著影响,系数为负,表明加强政府对经济调控的力度能提升服务业有效程度。由于目前服务业发展市场环境不完善,这需要政府通过宏观调控来弥补市场机制和制

度的不足之处,以便更好地发挥市场的作用。FDI 与我国服务业有效程度呈负相关关系,这在某种程度上支持了“污染避难所”假说。一般认为 FDI 的提高,可以提升国内服务业的规模和水平,产生催化和牵引作用,同时通过示范效应和接触模仿效应,服务业外企的技术创新、经验理念、组织管理和营销技能可以外溢至国内的服务业中,然而,考虑到能源和环境约束下的服务业运行效率却并非如此。互联网的普及和信息化程度的提升显著降低服务业的有效程度。一个可能的解释是:在 IT 技术大规模应用的同时,要发挥其网络化技术优势、提升运行效率就需要与之配套的管理创新、模式创新和制度创新,以及人力资本提升、业务重组和组织变革等与之相适应的体制机制变化,这就要求中国服务业发展突破传统模式,向现代服务业发展模式转型,在这方面,中国服务业总体上还有较大差距。

服务业内部结构、环境规制力度对服务业环境全要素效率影响不显著。服务业内部结构的改善,即服务业中传统高能耗、高排放行业占比减少对提升有效程度的作用不明显。可能的原因在于,虽然能耗低、污染低的金融业、房地产业近年来高速增长,但其发展存在泡沫。中国的金融行业体量偏大,在一定程度上偏离实体经济,运行效率较低。已有学者提出,地方政府债务高企,投资效率低下^[29];环境规制力度不显著,该结果表明对污染企业仅执行经济处罚的弱管制仍无法从根本上降低污染排放,政府还需对现行的排污处罚政策进行更为严格的设计与改革。系数为负说明较强的管制能够降低无效程度。

(三) 模型稳健性

表 4 稳健性检验结果

检验	6% 折旧率			9% 折旧率		
	系数估计值	下限	上限	系数估计值	下限	上限
LnGDP	21.994 8*	10.920 6	34.045 6	20.010 0*	8.854 3	31.904 5
(LnGDP) ²	-1.112 6*	-1.693 2	-0.573 9	-1.018 7*	-1.593 4	-0.479 5
EDU	-0.384 9*	-0.696 3	-0.088 0	-0.383 4*	-0.695 2	-0.083 0
IS	0.906 5	-1.495 2	3.336 1	0.644 8	-1.752 7	3.050 2
ES	0.132 7*	0.072 0	0.194 1	0.143 5*	0.083 7	0.205 2
REG	-0.031 8	-0.067 0	0.002 0	-0.031 9	-0.067 2	0.002 3
IR	2.033 8*	0.422 9	3.772 7	2.123 9*	0.543 6	3.893 6
URBAN	-0.424 3*	-0.709 9	-0.154 2	-0.456 2*	-0.743 4	-0.186 2
GOV	-1.213 5*	-2.435 0	-0.074 1	-1.263 1*	-2.452 0	-0.149 2
FDI	0.152 0*	0.083 9	0.222 9	0.157 6*	0.089 9	0.228 0
ICT	0.318 7*	0.157 6	0.488 6	0.337 6*	0.178 5	0.507 2
截距	-106.894 4*	-169.478 5	-49.514 0	-96.285 6*	-157.362 1	-38.764 4
误差标准差	0.369 0	0.316 8	0.425 3	0.368 5	0.316 3	0.426 1

注: * 表示估计系数在 10% 水平上显著。

本文分别将折旧率改为 6% 及 9% 重新计算以考察不同折旧率对回归结果的影响,从而进行稳健性检验。如表 4 所示,模型的系数估计值的符号及显著性情况均与 4% 折旧率时的情况相同,数值上略有变化,但不影响基本结论,因此本文对影响因素分析的结果是稳健的。

五、主要结论

本文将 Bootstrap 方法应用到两阶段分析框架中,更为合理和准确地考察了中国服务业环境全要素效率(ETFE)水平,尝试对“我国服务业发展是绿色的吗”这一问题进行回答。本文研究方法考虑到了数据生成过程。一方面使两阶段中第二阶段的分析显得合理有意义,另一方面得到纠偏后的效率估计值、精确的系数估计值与有效的统计推断。本文将环境、能源因素纳入服务业效率分析体系,核算服务业环境全要素效率并分析其影响因素,并分区域对我国服务业 ETFE 进行考察。主要结果如下:

运用 Bootstrap 方法对效率进行修正,结果更加准确地反映了我国服务业绿色发展情况。从全国水平来看,样本期间,中国服务业绿色无效程度呈现增加趋势,这一方面说明我国服务业存在较严重的技术无效问题,服务业整体运行效率低。四年间劳动、资本平均增长率分别为 7.09%、18.76%,远高于服务业增加值的增长率 5.83%;另一方面,从表 1 中“纠偏”后的结果来看,尚无一个省市能

够达到完全有效状态,大部分省市有效程度很低(1.5以上省市占50%)。此外,中国各区域间服务业有效程度差异较大,沿海地区服务业有效程度较高,构成了我国服务业发展的前沿地带。服务业有效程度从沿海到内陆呈逐渐递减态势。本文实证结果从多个侧面说明,中国服务业发展不是绿色的。进一步,通过构建 Bootstrap 置信区间对回归系数进行更可靠的统计推断,这为分析我国服务业环境全要素效率影响因素提供依据。研究发现,在资源与环境约束下的服务业有效程度与经济发展水平呈现“U型”关系;以煤炭为主的能源消费结构对我国服务业的绿色发展不利;我国作为发达国家“污染避难所”的假说在样本期间得到支持;工业和服务业在我国并没有形成很好的融合互动关系。本文研究表明,新常态下,我国服务业发展的绿色水平亟待提升,转向以服务业为重心的经济增长依然面临着绿色发展的严峻使命。只有真正实现服务业的绿色发展,我国的经济结构转型才有切实意义。

参考文献:

- [1]程大中. 中国服务业增长的特点、原因及影响——鲍莫尔—富克斯假说及其经验研究[J]. 中国社会科学, 2004(2): 18-32.
- [2]丁萌萌,彭刚. 中国服务业占国内生产总值比重的估算[J]. 首都经济贸易大学学报, 2016(1): 67-73.
- [3]张平. 致力推动经济从高速转向高效增长[J]. 求是, 2013(19): 31-32.
- [4]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.
- [5]涂正革,肖耿. 环境约束下的中国工业增长模式研究[J]. 世界经济, 2009(11): 41-54.
- [6]陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展: 2009—2049[J]. 经济研究, 2010(3): 129-143.
- [7]李静,倪冬雪. 中国工业绿色生产与治理效率研究——基于两阶段 SBM 网络模型和全局 Malmquist 方法[J]. 产业经济研究, 2015(3): 42-53.
- [8]杨青青,苏秦,尹琳琳. 我国服务业生产率及其影响因素分析——基于随机前沿生产函数的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2009(12): 46-57.
- [9]蒋萍,谷彬. 中国服务业 TFP 增长率分解与效率演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2009(8): 44-56.
- [10]黄莉芳,黄良文,洪琳琳. 基于随机前沿模型的中国生产性服务业技术效率测算及影响因素探讨[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(6): 120-132.
- [11]NANERE M, FRASER I, QUAZI A, et al. Environmentally adjusted productivity measurement: an Australian case study[J]. Journal of environmental management, 2007, 85(2): 350-362.
- [12]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.
- [13]王恕立,滕泽伟,刘军. 中国服务业生产率变动的差异分析——基于区域及行业视角[J]. 经济研究, 2015(8): 73-84.
- [14]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.
- [15]庞瑞芝,李鹏,路永刚. 转型期间我国新型工业化增长绩效及其影响因素研究——基于“新型工业化”生产力视角[J]. 中国工业经济, 2011(4): 64-73.
- [16]刘兴凯,张诚. 中国服务业全要素生产率增长及其收敛分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(3): 55-67.
- [17]FARRELL M J. The measurement of productive efficiency[J]. Journal of the royal statistical society. series A (general), 1957, 120(3): 253-290.
- [18]CHARNES A, COOPER W W, RHODES E. Measuring the efficiency of decision making units[J]. European journal of operational research, 1978, 2(6): 429-444.
- [19]SIMAR L, WILSON P W. Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models[J]. Management science, 1998, 44(1): 49-61.
- [20]SIMAR L, WILSON P W. Some problems with the Ferrier/Hirschberg bootstrap idea[J]. Journal of productivity analy-

- sis, 1999, 11(1): 67-80.
- [21]SIMAR L, WILSON P W. Statistical inference in nonparametric frontier models: the state of the art[J]. Journal of productivity analysis, 2000, 13(1): 49-78.
- [22]SIMAR L, WILSON P W. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes[J]. Journal of econometrics, 2007, 136(1): 31-64.
- [23]张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [24]刘明华. 国外服务生产率增长缓慢理论解释述评[J]. 外国经济与管理, 2008(10): 1-8.
- [25]SIMAR L, WILSON P W. Two-stage DEA: caveat emptor[J]. Journal of productivity analysis, 2011, 36(2): 205-218.
- [26]MAROTO-SANCHEZ A, CUADRADO-ROURA J R. Is growth of services an obstacle to productivity growth? a comparative analysis [J]. Structural change and economic dynamics, 2009, 20(4): 254-265.
- [27]汪德华,张再金,白重恩. 政府规模、法治水平与服务业发展[J]. 经济研究, 2007(6): 51-64.
- [28]李江帆,曾国军. 中国第三产业内部结构升级趋势分析[J]. 中国工业经济, 2003(3): 34-39.
- [29]李路. 地方政府投资与地方政府债务问题研究[D]. 济南: 山东大学, 2014.

注释:

- ①本文计算的是产出导向型效率,反应无效程度。即效率值越大,表示无效程度越大,效率为1时达到完全有效状态。表中的上限、下限为 Bootstrap 方法计算得到的95%置信度的置信区间上下限。
- ②环境污染程度随着经济增长呈先升后降的倒U型曲线关系,反之,环境质量则与经济增长呈“U型”关系,这种现象被称为“环境库兹涅茨曲线”。本文的研究结果显示,服务业有效程度与经济发展呈“U型”曲线关系,这被称为服务业发展的“环境库兹涅茨曲线”。

(责任编辑:木子)

Is the Development of Chinese Service Industry Definitely Green? ——Based on Analysis of Environmental Total Factor Efficiency of Service Industry

PANG Ruizhi, WANG Liang

(School of Economic and Social Development, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Under China's new normal, service industry will become the focus of economic growth. However, can such pattern of economic growth with focus on service industry overcome the disadvantage of extensive development pattern automatically? In other word, is development of service industry definitely green? This paper uses improved two-stage method combining with bootstrap to study China's environmental total factor efficiency (ETFE) of service industry, including the effect of energy saving and environmental protection, and analyze its influencing factors. The method we use can get scientific and accurate results by correcting bias of efficiency, which overcomes the disadvantages of DEA. This paper estimates ETFE of service industry in China's 30 provinces during 2010—2013. The result shows that the development of China's service industry is not green. There is technical inefficiency during sample period. Effectiveness is obvious different among districts and diminishes from coast to inland. Structure of energy consumption, labor quality of service industry, urbanization and industrialization have significant impact on ETFE. Besides, conclusions of this paper support the “Environmental Kuznets Curve” and “Pollution Haven Hypothesis” during sample period.

Key words: two-stage estimation; bootstrap; environmental total factor efficiency; service industry; DEA