

中国服务业绿色 TFP 的再测算与空间收敛性

王许亮 徐寒

【摘要】采用改进的 SBM 方向性距离函数和共同前沿 Metafrontier Malmquist - Luenberger (MML) 生产率指数,对 2004 - 2016 年中国 30 个省份的服务业绿色全要素生产率 (TFP) 进行了再测算,并考察了其空间收敛性。研究表明:中国服务业绿色 TFP 呈现上升趋势,绿色技术进步是其变动中的主导因素,而绿色技术效率和技术缺口比率的贡献为负;服务业绿色 TFP 增长呈现出较明显的区域和省际异质性,在考虑空间效应的情况下,中国服务业绿色 TFP 同时存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛,且收敛速度加快,这主要归因于绿色技术进步的空间收敛,而服务业绿色 TFP 的收敛特征呈现出明显的区域异质性。

【关键词】服务业;绿色全要素生产率;群组异质性;MML 指数;空间收敛

【作者简介】王许亮(1993 -),男,湖北黄梅人,中南财经政法大学经济学院教师,产业经济学博士,主要研究方向是服务业生产率;徐寒(1989 -),女,湖北襄阳人,中南财经政法大学工商管理学院博士研究生,主要研究方向是企业经济与服务经济(湖北 武汉 430073)。

【原文出处】《统计学报》(太原),2020.5.1 ~ 12

【基金项目】国家自然科学基金青年项目(71503273);国家社会科学基金青年项目(17CJY047);国家社会科学基金青年项目(17CJY050)。

一、引言与文献综述

近年来,中国服务业发展迅速,服务业增加值在 GDP 中所占的比重以及服务业就业比重分别从 2000 年的 33.2% 和 27.5% 提升至 2017 年的 51.6% 和 44.9%,这意味着经济逐渐迈入服务业主导的阶段。然而,由于服务业的粗放型增长方式长期存在,服务业的生产活动带来了日趋严峻的能源环境问题(庞瑞芝和邓忠奇,2014)^[1]。根据《中国能源统计年鉴 2018》的数据测算,2000 - 2017 年服务业能源消费量从 2000 年的 20 815 万吨标准煤增加到 2017 年的 78 935 万吨标准煤,年均增长率达到 8.16%,高于同期全行业(6.68%)和工业(6.38%)的能源消费增长率。因此,要想充分了解中国服务业的发展状况,必须尽可能准确地测度考虑能源环境因素的服务业绿色增长绩效,而绿色全要素生产率(以下简称绿色 TFP)正是衡量经济绿色增长绩效的一个科学指标。

随着服务业能源环境问题日益严重,学术界针对服务业绿色 TFP 测算的研究逐渐增多。庞瑞芝和邓忠奇(2014)^[1]创新性地将能源投入以及 SO_2 、

CO_2 等非期望产出纳入服务业 TFP 的测度框架,采用 Malmquist - Luenberger 指数(简称 ML 指数)测算了中国各省份的服务业绿色 TFP 指数。王恕立等(2015)^[2]采用基于序列 DEA 技术的 SML 指数,从行业和区域两个层面对中国服务业绿色 TFP 指数进行了再测度,发现服务业绿色 TFP 呈现上升态势,且呈现出明显的行业和区域差异性。肖挺(2017)^[3]、王恕立等(2016)^[4]、滕泽伟等(2017)^[5]分别采用 ML 指数、SML 指数以及基于全局技术的 GML 指数测算了中国服务业绿色 TFP,也得到类似的结论。

上述研究文献为准确评估中国服务业绿色增长绩效奠定了基础。然而,这些研究所使用的生产率测算方法(ML 指数、SML 指数、GML 指数)存在一个共同的缺陷,即其在测算服务业绿色 TFP 时未考虑群组异质性(group heterogeneity)这一重要因素。群组异质性意味着不同群组(如区域或行业)拥有不同的生产技术,而测度服务业绿色 TFP 的文献却假定所有的决策单元属于同一个群组,忽视了服务业生产技术的群组异质性,这就使得不同群组

之间的绿色 TFP 指数不具有可比性,进而导致测算结果出现偏差(Oh, 2010; 李小红等, 2018)^[6,7]。鉴于此, Oh(2010)^[6]在对不同决策单元进行分组的基础上,构造了充分考虑群组异质性的共同前沿 Metafrontier Malmquist - Luenberger 指数(简称 MML 指数)。其后, Choi 等(2015)^[8]、李小红等(2018)^[7]利用 MML 指数测度了中国各省份的全行业绿色生产率。由于 Oh(2010)^[6]、Choi 等(2015)^[8]构建的 MML 指数是基于径向 DEA 技术的方向性距离函数,而径向 DEA 在测度生产率指数时假设所有要素按照相同比例进行调整,这就可能使测算结果出现偏误(Arabi et al., 2014)^[9]。因此, MML 指数的测度有必要采用基于非径向技术的方向性距离函数,而由 Arabi 等(2014)^[9]改进的 SBM 方向性距离函数可以较好地解决此类问题。

由于中国各地区在地理位置、资源禀赋、生产技术、服务业发展基础等方面差异巨大,不同区域的服务业生产率存在明显的异质性特征(刘兴凯等, 2010; 王恕立等, 2015)^[10,2],因此,考察地区间服务业生产率的收敛性(或称为趋同性)具有重要的现实意义。从已有研究来看,早期的研究聚焦于地区服务业传统生产率的趋同性。刘兴凯和张诚(2010)^[10]发现, 1979 - 2007 年省域服务业传统 TFP 增长率同时存在 σ 收敛和绝对 β 收敛,并呈现出显著的时空差异性。王耀中和张阳(2011)^[11]的检验结果表明,省域服务业传统 TFP 虽不存在 σ 趋同性,但具有绝对 β 趋同特征。王美霞等(2013)^[12]的经验研究显示, 1996 - 2009 年中国省会城市生产性服务业传统 TFP 指数的地区差异总体上呈现缩小的趋势。随着服务业绿色 TFP 研究的展开,在近期的研究中已有学者注意到省域服务业绿色生产率的收敛问题。肖挺(2017)^[3]研究发现, 2003 - 2014 年中国省际服务业传统 TFP 和绿色 TFP 指数同时呈现出绝对趋同与条件趋同的趋势。江静和马莹(2018)^[13]对中国省域服务业能源效率收敛性的研究显示,省域服务业能源效率存在绝对 β 收敛。上述文献为揭示中国地区间服务业生产率的收敛特征提供了理论参考,但遗憾的是,这些有关服务业生产率收敛性的研究都假设地区之间相互独立,不存在空间相关性。实际上,省份间的服务业生产经营活动是存在显著空间互动效应的,忽略空间交互性会使收敛结果出现偏误(肖磊等, 2018)^[14],因此,地区间服务业 TFP 的收敛性分析

必须考虑空间效应。

本文将群组异质性引入服务业绿色 TFP 的测度体系之中,利用基于非径向 SBM 方向性距离函数的 MML 指数对中国各省份的服务业绿色 TFP 进行再测算,以期有效反映省际服务业绿色 TFP 的区域异质性。在此基础上,本文通过构建空间收敛模型,将空间效应引入服务业 TFP 的收敛性分析框架,系统考察服务业绿色 TFP 的空间收敛特征,以期为测度中国服务业绿色增长绩效提供理论参考,为充分了解服务业绿色 TFP 的区域差异及空间收敛性提供经验证据,进而为推动服务业可持续、高质量发展提供决策依据。

二、中国服务业绿色 TFP 的再测算

(一) 测算方法

1. 生产可能性集。假设每个时期 $t(t = 1, \dots, T)$ 、每个省份 $k(k = 1, \dots, K)$ 的服务业都使用 I 种投入 $x = (x_1, \dots, x_I) \in R_I^+$, 生产出 J 种“好产出” $y = (y_1, \dots, y_J) \in R_J^+$ 和 K 种“坏产出” $b = (b_1, \dots, b_K) \in R_K^+$, 参考 Chung 等(1997)^[15]的研究,本文构建了如下生产可能性集:

$$P(x^t) = \left\{ (y^t, b^t) : \sum_{n=1}^N z_n x_{in} \leq x_{i0}, i = 1, 2, \dots, I; \sum_{n=1}^N z_n y_{jn} \geq (1 + \theta)y_{j0}, j = 1, 2, \dots, J; \sum_{n=1}^N z_n b_{kn} = (1 - \theta)b_{k0}, k = 1, 2, \dots, K; \sum_{n=1}^N z_n = 1, z_n \geq 0; n = 1, 2, \dots, N \right\} \quad (1)$$

式中, $P^t(x^t)$ 是生产可能性集 (PPS), x, y, b 分别表示投入、“好产出”“坏产出”, z_n 为每一个截面观察值的权重 ($\sum z_n = 1, z_n \geq 0$ 表示规模报酬可变), θ 为效率参数。

2. 改进的 SBM 方向性距离函数。在构造出生产可能性集以后,本文参考 Arabi 等(2014)^[9]的研究,构建了可以纳入“坏产出”的非径向 SBM 方向性距离函数,其具体形式如下:

$$D_0(x, y, b; g) = \sup \left(\left(\sum_j \beta_j + \sum_k \tau_k \right) : (y, b) + (\beta_j - \tau_k) \cdot 1 \right) s. t. \\ \sum_{n=1}^N z_n x_{in} \leq x_{i0}, i = 1, 2, \dots, I; \sum_{n=1}^N z_n y_{jn} \geq y_{j0} + \beta_j \cdot 1, \\ j = 1, 2, \dots, J; \sum_{n=1}^N z_n b_{kn} = b_{k0} - \tau_k \cdot 1, k = 1, 2, \dots, K, z_n \geq 0; \beta_j \geq 0; \tau_k \geq 0; n = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

式中, β_1, \dots, β_J 以及 τ_1, \dots, τ_K 分别代表投入过多以及产出不足的松弛向量。

3. MML 指数。假设样本数据可以分为 H 个群

组,任意群组 h 所参照的生产技术集为 T_h ,且每个群组有 N_h 个决策单元。在构造和分解 MML 指数前,我们要对三种类别(当期参比、跨期参比、全局参比)的技术进行定义。结合式(1),本文将任意群组 h 在时期 t 的当期参比技术重新定义为 $P'_h(x^t) = \{(y^t, b^t) : x^t \text{ 可以生产 } (y^t, b^t)\}$ 。同时,参考 Oh (2010)^[6] 的研究,本文将群组 h 的跨期参比技术定义为 $P'_h = P'_h \cup P'_h \cup \dots \cup P'_h$, $h = 1, \dots, H$ 。在此基础上,本文将所有群组的全局参比技术定义为 $P^G = P'_1 \cup P'_2 \cup \dots \cup P'_H$ 。最后,本文得到如下 MML 指数及其分解项:

$$MML = \frac{1 + D_0^G(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_0^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} = \frac{1 + D_0^t(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \left\{ \frac{1 + D_0^t(x^t, y^t, b^t) / 1 + D_0^t(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) / 1 + D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \right\} \times \left\{ \frac{1 + D_0^G(x^t, y^t, b^t) / 1 + D_0^t(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_0^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) / 1 + D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \right\} = \frac{TE^{t+1}}{TE^t} \times \frac{BPG^{t+1}}{BPG^t} \times \frac{TGR^{t+1}}{TGR^t} = EC \times BPC \times TGC \quad (3)$$

式(3)中, MML 表示服务业绿色 TFP 指数, EC 、 BPC 、 TGC 为 MML 指数的分解项。 EC (绿色技术效率)衡量的是群组内各个决策单元从 t 期到 $t+1$ 期对当期参比技术前沿的追赶程度,体现的是追赶效应(catching-up effect)。 BPC (最佳实践缺口比率)衡量的是群组内当期参比技术与跨期参比技术的最佳实践缺口比率从 t 期到 $t+1$ 期的变化,反映的是技术进步及创新效应(innovation effect)。本文与 Oh(2010)^[6]、Choi 等(2015)^[8] 的研究一致,将 BPC 称为绿色技术进步。 TGC 是指特定群组的跨期技术前沿与全局技术前沿之间的技术差距从 t 期到 $t+1$ 期的变化,刻画的是各决策单元的技术领导效应(technical leadership effect)。 MML (EC 、 BPC 、 TGC)大于(小于或等于)1 表示服务业绿色 TFP (服务业绿色技术效率、绿色技术进步、技术缺口比率)上升(下降或不变)。

(二) 投入产出变量

本文通过收集中国 30 个省份服务业 2004 - 2016 年的投入产出数据,测算了省域服务业绿色 TFP 。鉴于行业统计口径在 2003 年发生了较大变化,本文选取 2004 年作为起始年份。同时,本文将 30 个省份划分为东部、中部和西部三大区域。^①

1. 劳动投入。与庞瑞芝和邓忠奇(2014)^[1] 的研究一致,本文采用各省份服务业年末从业人员数作为劳动投入的衡量指标,数据取自各省的统计年鉴。

2. 资本投入。本文采用永续盘存法估算各省份的服务业资本存量,具体公式如下:

$$K_{i,t} = (1 - \delta_{i,t})K_{i,t-1} + I_{i,t} = (1 - \delta_{i,t})^t K_{i,0} + \sum_{j=1}^t I_{i,j} (1 - \delta_{i,t})^{t-j} \quad (4)$$

其中, $K_{i,t}$ 和 $K_{i,t-1}$ 分别是省份 i 在 t 年和 $t-1$ 年的服务业资本存量, $K_{i,0}$ 是基年资本存量, $I_{i,t}$ 是 i 省在 t 年的不变价服务业固定资产投资额, $\delta_{i,t}$ 是资本折旧率。本文将各省份的服务业全社会固定资产投资作为当年投资 I 的衡量指标,基年资本存量 $K_{i,0}$ 采用稳态方法推导得出:

$$K_{i,t-1} = I_{i,t} / (g_{i,t} + \delta_{i,t}) \quad (5)$$

借鉴目前通行的做法,本文用各省份 2004 - 2016 年服务业实际增加值的年均增长率表示 $g_{i,t}$,并将服务业资本折旧率统一设定为 4% (王恕立等, 2015)^[2],原始数据取自 2005 - 2017 年的《中国统计年鉴》。

3. 能源投入。能源投入用各省份服务业终端能源消费总量来衡量,考虑到各类能源消费的统计单位存在差异,本文依据各类能源的折算系数将其转换为标准煤。在此基础上,本文将“交通运输、仓储和邮政业”“住宿、餐饮业”“批发、零售业”“其他服务业”的终端能源消费量加总得到各省服务业能源消费总量,原始数据取自 2005 - 2017 年《中国能源统计年鉴》中的地区能源平衡表。

4. 服务业“好产出”。本文选用各省份 2004 - 2016 年的服务业增加值衡量“好产出”,并依据“第三产业增加值指数”将其换算为 2004 年不变价,原始数据取自 2005 - 2017 年的《中国统计年鉴》。

5. 服务业“坏产出”。现有文献对“坏产出”的衡量指标选取存在差异,如庞瑞芝和邓忠奇(2014)^[1] 选取 SO_2 和 CO_2 ,王恕立等(2015)^[2] 选取 SO_2 和 COD ,滕泽伟等(2017)^[5] 选取 CO_2 ,本文则是将各省份的服务业 CO_2 、 COD 、 SO_2 排放量作为“坏产出”。基于能源消费数据,本文采用如下公式计算服务业的 CO_2 排放量:

$$CO_2 = \sum_{i=1}^8 CO_{2,i} = \sum_{i=1}^8 E_i \times NCV_i \times CEF_i \times COF_i \times \frac{44}{12} \quad (6)$$

式中, i 为能源的种类, E_i 为第 i 种能源的消费量, NCV_i 、 CEF_i 、 COF_i 分别为第 i 种能源的低位发热量、含碳量、氧化率(相关数值可参考滕泽伟等(2017)^[5]的研究结果)。

借鉴庞瑞芝和邓忠奇(2014)^[1]的估算方法, 本文测算出 2004-2016 年中国各省份的服务业 COD 和 SO_2 排放量, 原始数据取自历年的《中国环境年鉴》和《中国环境统计年鉴》。表 1 给出了变量的描述性统计结果。

(三) 服务业绿色 TFP 的测算结果

表 2 给出了 2004-2016 年中国 30 个省份服务业 MML 生产率指数及其分解项的平均值。可以看出, 样本期间省域服务业绿色 TFP 总体上呈现微弱

的正向增长态势, 年均增长 0.87%。从分解项来看, 服务业绿色技术效率(EC)的年均增长率为 -0.13%, 说明省域服务业整体上对群组内的当期技术前沿不具有追赶效应, 生产过程中的要素分配和技术使用效率未能得到有效改善。服务业绿色技术进步(BPC)的年均增长率为 1.56%, 这意味着省域服务业的当期技术前沿与群组内跨期技术前沿的差距在逐渐缩小, 显示出显著的技术创新效应。服务业技术缺口比率(TGC)年均负增长 0.55%, 说明群组内跨期技术前沿与全局技术前沿的差距仍在扩大。比较分解项的数值可知, 中国省域服务业绿色 TFP 增长主要得益于绿色技术进步, 而绿色技术效率和技术缺口比率的贡献为负。

表 1 变量的描述性统计

变量	变量描述	单位	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Capital	资本存量	亿元	390	22672.86	17058.01	19678.36	959.10	105227.50
Labor	就业人数	万人	390	874.40	767.25	544.00	85.90	2375.65
Energy	能源消费量	万吨	390	1164.66	994.66	756.56	69.60	4136.53
Output	期望产出	亿元	390	3898.32	2781.04	3566.83	143.31	19372.92
SO_2	SO_2 排放量	万吨	390	1.83	1.36	1.46	0.01	7.60
COD	COD排放量	万吨	390	5.76	5.10	3.79	0.27	19.22
CO_2	CO_2 排放量	万吨	390	2479.80	2119.14	1667.64	114.67	9201.98

表 2 中国省域服务业 MML 指数及其分解(2004-2016 年)

地区	EC	BPC	TGC	MML	地区	EC	BPC	TGC	MML
北京	1.0276	1.0097	1.0000	1.0375	湖南	1.0000	1.0185	0.9845	1.0026
天津	0.9920	1.0325	1.0000	1.0243	广东	0.9867	1.0156	1.0000	1.0021
河北	1.0000	1.0308	1.0000	1.0308	广西	1.0000	1.0048	1.0011	1.0059
山西	0.9781	1.0321	0.9925	1.0019	海南	1.0000	1.0244	1.0000	1.0244
内蒙古	0.9776	1.0238	1.0000	1.0009	重庆	1.0000	1.0152	0.9888	1.0039
辽宁	0.9969	1.0057	1.0000	1.0026	四川	1.0106	1.0046	0.9908	1.0059
吉林	1.0236	1.0091	0.9777	1.0099	贵州	1.0038	1.0041	0.9881	0.9958
黑龙江	1.0000	1.0203	0.9809	1.0008	云南	0.9818	1.0000	1.0121	0.9937
上海	1.0000	1.0358	1.0000	1.0358	陕西	1.0277	1.0024	0.9804	1.0099
江苏	1.0000	1.0172	1.0000	1.0172	甘肃	1.0054	1.0018	0.9964	1.0035
浙江	1.0000	1.0261	1.0000	1.0261	青海	0.9894	1.0061	1.0003	0.9957
安徽	0.9859	1.0105	1.0013	0.9975	宁夏	0.9777	1.0248	0.9977	0.9996
福建	0.9838	1.0122	1.0000	0.9958	新疆	1.0000	1.0245	0.9818	1.0059
江西	1.0141	1.0077	0.9811	1.0026	东部	0.9988	1.0210	1.0000	1.0197
山东	1.0000	1.0214	1.0000	1.0214	中部	1.0001	1.0157	0.9872	1.0029
河南	1.0000	1.0090	0.9936	1.0026	西部	0.9975	1.0101	0.9943	1.0019
湖北	1.0000	1.0190	0.9862	1.0049	全样本	0.9987	1.0156	0.9945	1.0087

注: 各指数由笔者测算得到。

分区域来看,东部的服务业绿色 TFP 增长率最高(1.97%),中部次之(0.29%),西部最低(0.19%)。从分解项来看,东部服务业绿色技术进步(2.10%)和技术缺口比率(0.00%)的年均增长率均位居第一,但其服务业绿色技术效率增长率(-0.12%)位居第二,说明东部在服务业绿色技术创新方面具有较大优势,同时它也是全局前沿绿色技术的领导者,但其内部各省份在服务业生产过程中存在技术使用与要素分配无效率的问题。中部的服务业绿色技术效率增长率(0.01%)排名第一,绿色技术进步(1.57%)和技术缺口比率增长率(-1.28%)则分列第二、三位,说明中部省份能够利用既有的要素禀赋实现对区域内服务业技术前沿的追赶,但其绿色技术创新效应较弱,且该区域的群组内技术前沿与全局技术前沿存在较大的差距。西部服务业技术缺口比率的增长率(-0.57%)介于东、中部之间,绿色技术效率(-0.25%)和技术进步的增长率(1.01%)则排名末位,说明西部在服务业绿色技术追赶和技术创新方面仍有较大的劣势,同时,西部群组内技术前沿与全局技术前沿的差距呈现扩大的态势,但其变动幅度小于中部。

从具体省份来看,中国服务业绿色 TFP 增长具有较明显的空间异质性。服务业绿色 TFP 增长率排名最高的是北京(3.75%)和上海(3.58%),而排名最低的云南(-0.63%)和青海(-0.43%)均呈现负增长。同样,服务业绿色 TFP 的分解项也呈现出显著的空间差异。绿色技术效率年均增长率排名前两位的是陕西和北京,分别达到 2.77% 和 2.76%,而排在后两位的内蒙古(-2.24%)和宁夏(-2.23%)则出现较低的增长率。技术进步年均增长率排名前两位的是上海和天津,分别为 3.58% 和 3.25%,而云南和甘肃排在最后两位,分别为 0.00% 和 0.18%。技术缺口比率增长率最高的是云南(1.21%)和安徽(0.13%),增速最慢的是吉林(-2.23%)和陕西(-1.96%)。可见,中国服务业绿色 TFP 增长及其分解项均存在显著的空间差异性。

为了与已有文献的测度方法进行比较,本文还测算了 ML 指数、SML 指数、GML 指数,结果如图 1 所示。可以看出,ML 指数、SML 指数的数值大于 MML 指数,GML 指数的数值则小于 MML 指数。指数产生差异的主要原因是,ML 指数、SML 指数均忽

视了生产技术的群组异质性,从而导致测度结果出现一定程度的偏误(Choi et al., 2015)^[8]。此外,ML、SML、GML、MML 指数的变化趋势基本一致,说明 MML 指数具有较强的解释力。

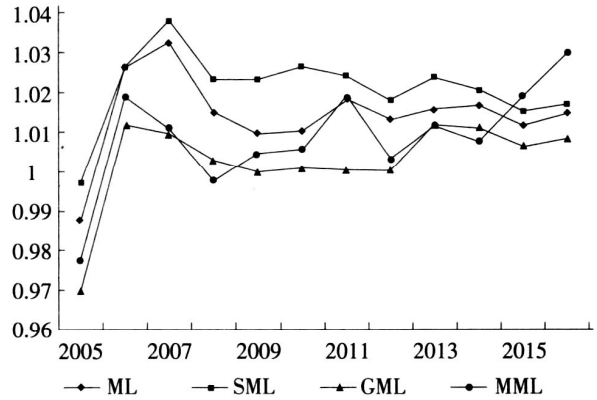


图 1 不同测度方法下中国服务业绿色 TFP 指数的变动趋势

三、中国服务业绿色 TFP 的空间收敛性检验

(一) 空间收敛模型设定

1. 绝对 β 收敛模型。已有研究表明,中国各省份的服务业发展存在空间互动关系(肖磊等, 2018)^[14],忽视空间互动关系会使 β 收敛检验结果出现偏误(朱国忠等, 2014)^[16]。基于此,本文将空间因素引入绝对 β 收敛模型,构建了空间收敛模型。常用的空间收敛模型有空间滞后模型(简称 SLM 模型)和空间误差模型(简称 SEM 模型),SLM 模型显示邻近地区的变量(如服务业绿色 TFP)可能通过空间传导机制相互作用,SEM 模型则假设邻近地区变量(如服务业绿色 TFP)的空间依赖性主要通过误差项反映。本文的具体模型如下:

$$\ln GTFP_{i,t+1} - \ln GTFP_{i,t} = \alpha + \rho W(\ln GTFP_{i,t+1} - \ln GTFP_{i,t}) + \beta \ln GTFP_{i,t} + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$\ln GTFP_{i,t+1} - \ln GTFP_{i,t} = \alpha + \beta \ln GTFP_{i,t} + \gamma_i + \eta_t + u_{i,t}, u_{i,t} = \lambda W u_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

i 为省份, t 为年份, $GTFP_{i,t}$ 为 i 省份第 t 年的服务业绿色 TFP。与王恕立等(2016)^[4] 的处理方法类似,本文用 MML 指数的累积变化率形式(2004 年为基期)表示服务业绿色 TFP(2004 年的各省份服务业绿色 TFP 为 1, 2005 年的各省份服务业绿色 TFP 等于 2004 年的服务业绿色 TFP 乘以 2005 年的 MML 指数,依此类推)。 α 为常数项, ρ 为空间滞后系数, λ 为空间误差系数, $\varepsilon_{i,t}$ 和 $u_{i,t}$ 为随机扰动项, γ_i 为个体效应, η_t 为时间效应。 β 为基期服务业绿色

TFP 的回归系数,如果 $\beta < 0$ 且在统计意义上显著,则表明服务业绿色 TFP 增长率与上一期的服务业绿色 TFP 负相关,服务业绿色 TFP 较低的省份可以实现对 TFP 较高省份的赶超,呈现出绝对 β 收敛态势。 W 为地理距离权重矩阵,本文采用地理距离的倒数设置空间权重矩阵。当 $i \neq j$ 时, $w_{ij} = 1/d_{ij}$, d_{ij} 为 i 省的省会城市与 j 省的省会城市之间的距离(根据 Google Earth 的省会经纬度,本文采用 arcgis 软件测算得到);当 $i = j$ 时, $w_{ij} = 0$ 。

2. 条件 β 收敛模型。由于各地区的经济特征和发展条件不同,服务业绿色 TFP 的稳态水平也可能各不相同。各省份的服务业绿色 TFP 若最终收敛于自身的稳态水平,则意味着服务业绿色 TFP 存在条件 β 收敛。本文在上述空间绝对 β 收敛模型的基础上引入其他相关的控制变量,构建了如下空间条件 β 收敛模型:

$$\ln GTFP_{i,t+1} - \ln GTFP_{i,t} = \alpha + \rho W(\ln GTFP_{i,t+1} - \ln GTFP_{i,t}) + \beta \ln GTFP_{i,t} + \varphi X_u + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$\ln GTFP_{i,t+1} - \ln GTFP_{i,t} = \alpha + \beta \ln GTFP_{i,t} + \varphi X_u + \gamma_i + \eta_t + u_{i,t}, u_{i,t} = \lambda W u_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

式(9)、(10)中的 X 代表控制变量, φ 为控制变量的回归系数,其他变量的含义与式(7)、(8)一致。

需要指出的是,由于数据的可获取性以及研究对象不同,究竟应该选取哪些变量作为绿色生产率条件 β 收敛模型的控制变量,学术界并未形成一致的看法。根据已有文献的做法以及数据的可获取性,本文的条件 β 收敛模型包含四个控制变量(X)。

(1) 服务业能源效率(ee)。能源效率是衡量能源技术创新和技术进步的重要指标,其数值增加意味着节能减排绩效得到改善(Fan et al., 2015)^[17],这有助于绿色 TFP 增长。本文采用各省份服务业实际增加值与服务业能源消费量的比值度量服务业能源效率。

(2) 服务业集聚(agg)。服务业集聚可以产生知识外溢效应、规模经济效应、劳动力市场效应等集聚经济效应(于斌斌, 2018)^[18],这些效应有利于促进服务业的节能减排和生产率提升。本文采用服务业区位熵指数衡量各省份服务业的集聚程度,其公式如下:

$$Agg(t) = \left[\frac{e_{ij}(t)}{\sum_j e_{ij}(t)} \right] / \left[\frac{\sum_i e_{ij}(t)}{\sum_i \sum_j e_{ij}(t)} \right] \quad (11)$$

式中, $Agg(t)$ 为 t 年 i 省 j 产业的区位熵, $e_{ij}(t)$ 为 t 年 i 省 j 产业的就业人数, $\sum_j e_{ij}(t)$ 为 t 年 i 省全部产业的就业总人数, $\sum_i e_{ij}(t)$ 为 t 年所有省份 j 产业的就业人数, $\sum_i \sum_j e_{ij}(t)$ 为 t 年所有省份全部产业的就业人数。区位熵指数的数值越大,意味着服务业的集聚程度越高。

(3) 服务业经济增长速度(g)。经济增长速度是影响地区能源消费和 CO_2 排放的主要因素之一(杨正林和方齐云, 2008)^[19],而服务业的经济增速可能会对服务业绿色 TFP 产生显著的影响。本文采用各省份人均服务业实际增加值的增长率代表服务业的经济增长速度。

(4) 服务业内部结构(is)。高耗能服务业比重的上升是不利于各省份服务业节能减排和绿色 TFP 增长的,本文采用各省份“交通运输、仓储和邮政业”“住宿、餐饮业”“批发、零售业”三个服务业部门的增加值占服务业总增加值的比重代表服务业内部结构(庞瑞芝和王亮, 2016)^[20]。

上述控制变量的基础数据均取自 2005 - 2017 年的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及各省的统计年鉴。

(二) 空间收敛检验结果

1. 空间相关性检验。在分析空间收敛性之前,本文首先进行了普通的 OLS 回归,并对 OLS 回归的残差进行了 Moran's I 检验,结果如表 3 所示。可以看出, Moran's I 指数在 1% 的水平上显著,说明服务业绿色 TFP 存在显著的空间相关性,故将空间因素引入收敛模型是必要的。

表 3 基于 OLS 估计结果的 Moran's I 检验

模型	Moran's I 指数
绝对 β 收敛模型	138.835*** [0.000]
条件 β 收敛模型	120.094*** [0.000]

注:*** 表示在 1% 的水平上显著,中括号内为 P 值。

2. 模型选择。在空间收敛模型估计方法的选择方面,与已有文献一致(邓慧慧和赵家羚, 2018)^[21],本文采用 Lee 和 Yu(2010)^[22]提出的拟极大似然(QML)估计法进行回归分析。这是因为,采用传统 OLS 方法估计空间计量模型所得结果不再满足一致性,而广义矩阵(GMM)估计和极大似然(ML)估计虽然可以有效克服 OLS 的不足,但 GMM 估计法对空间系数的估计存在明显的偏误

(Lee and Yu, 2010)^[22], ML 估计的结果也不具有稳健性(Baltagi et al., 2007)。此外,本文利用 LM 检验选择具体的空间收敛模型。如果 LM - lag(或 LM - error)统计量显著,而 LM - error(或 LM - lag)统计量不显著,则本文选择 SLM(或 SEM)模型。如果 LM - error 与 LM - lag 统计量处于相同的显著性水平,本文就进一步比较 Robust LM - lag 与 Robust LM - error。如果 Robust LM - lag(或 Robust LM - error)的统计量更显著,则本文选择 SLM(或 SEM)模型。如果 Robust LM - lag 与 Robust LM - error 统计量依然具有相同的显著性水平,本文就进一步结合拟合优度及自然对数函数值(log Likelihood, logL)的高低进行模型选择。如果 LM - lag 与 LM - error 统计量均不显著,则本文依然选用传统的 OLS 收敛模型(Elhorst, 2014)。表 4 报告了基于地理距离权重的全样本 LM 检验结果。

表 4 全样本服务业绿色 TFP 的 LM 检验结果

模型	绝对 β 收敛	条件 β 收敛
LM - error	18.782*** (0.000)	13.570*** (0.000)
Robust LM - error	8.220*** (0.004)	1.745 (0.187)
LM - lag	24.107*** (0.000)	17.937*** (0.000)
Robust LM - lag	13.545*** (0.000)	6.112** (0.013)

注:括号内为 P 值,权重为地理距离权重,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

从绝对 β 收敛模型的 LM 检验来看,全样本的 LM - error、LM - lag 均在 1% 的水平上显著,Robust LM - error、Robust LM - lag 也在 1% 的水平上显著。结合拟合优度及自然对数函数值(log Likelihood, logL)来看,SEM 模型的拟合优度(R^2)和自然对数函数值(logL)均高于 SLM 模型,因此,全样本的绝对 β 收敛分析更宜采用 SEM 模型。从条件 β 收敛模型的 LM 检验来看,全样本的 LM - lag、LM - error 统计量均在 1% 的水平上显著,Robust LM - lag 在 5% 的水平上显著,而 Robust LM - error 不显著。因此,全样本服务业绿色 TFP 的条件 β 收敛特征分析更适合采用 SLM 模型。对于传统的 OLS 模型,本文利用 F 检验和 Hausman 检验选择具体的回归模

型。根据检验结果,在进行传统绝对 β 收敛性检验时,全样本应选取混合面板 OLS 回归,而在进行传统条件 β 收敛性检验时,全样本应采用 FE 模型。

3. 全样本空间收敛性结果。在不考虑空间相关性的情形下,本文对全样本服务业绿色 TFP 的传统 β 收敛进行了检验,结果见表 5 的列(1)。不难发现,未引入空间权重之前,收敛系数 β 为正,且不显著,说明在不考虑空间效应的情形下,省际服务业绿色 TFP 不存在绝对 β 收敛。进一步地,本文引入地理距离权重矩阵进行空间收敛性检验,结果见表 5 的列(2)。空间系数 λ 显著为正,说明省际服务业绿色 TFP 存在显著的正向空间互动关系,即一个地区的服务业绿色 TFP 变动不仅与本地初始的服务业绿色 TFP 水平有关,还与邻近省份服务业绿色 TFP 增长的随机扰动项有关。此时,收敛系数 β 在 1% 的水平上显著为负,说明在考虑空间因素后,省际服务业绿色 TFP 呈现出显著的绝对收敛特征,省份间的空间互动关系是引致省际服务业绿色 TFP 收敛的重要因素。这也再次表明,忽略空间效应会使传统收敛模型的估计结果出现偏差。

表 5 全样本的服务业绿色 TFP 空间收敛结果

变量	绝对 β 收敛		条件 β 收敛	
	无权重	地理距离权重	无权重	地理距离权重
	(1)	(2)	(3)	(4)
β	0.043 (0.028)	-0.168** (0.077)	-0.238*** (0.047)	-0.247*** (0.046)
ee			0.013*** (0.004)	0.012*** (0.004)
agg			0.130*** (0.029)	0.128*** (0.028)
g			-0.233** (0.110)	-0.202* (0.108)
is			-0.183*** (0.062)	-0.114* (0.065)
λ		0.541*** (0.066)		
ρ				0.361*** (0.122)
F 检验	1.14 [0.283]		2.09*** (0.001)	

续表 5

变量	绝对 β 收敛		条件 β 收敛	
	无权重	地理距离权重	无权重	地理距离权重
	(1)	(2)	(3)	(4)
Hausman 检验			55.13*** [0.000]	
模型	混合 OLS	SEM	FE	SLM
R ²	0.007	0.012	0.149	0.149
观测值	360	330	360	330

注:小括号内为标准误,中括号内为 P 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;限于篇幅,传统收敛模型的时间效应回归结果未予列示。

由于绝对 β 收敛的假设前提与现实情况存在较大差异,本文进一步分析了服务业绿色 TFP 的条件 β 收敛。由表 5 的列(3)、(4)可知,在不考虑或考虑空间权重两种情形下, β 值均显著为负,即在控制了服务业能源效率、服务业集聚、服务业经济增速、服务业内部结构等因素后,各地区服务业绿色 TFP 在向自身的稳态水平收敛,呈现出显著的条件 β 收敛特征。同时,空间系数 ρ 也显著为正,这再次说明中国省际服务业绿色 TFP 具有明显的空间溢出效应。比较条件收敛的 β 系数值可知,在考虑了空间因素之后, β 系数的绝对值有所增大。根据 Mankiw 等(1992)的公式 $\beta = -(1 - e^{-\delta T})/T$,即收敛速度 $\delta = -\ln(\beta T + 1)/T$ (T 为时间间隔),可以推断,在 β 显著为负(介于 -1 与 0 之间)的情况下,收敛速度 δ 与 β 的绝对值呈现正向关系。由此可知,条件 β 收敛速度在加快,省份间服务业经济的空间互动从整体上提升了中国省际服务业绿色 TFP 的条件收敛速度。

在控制变量中,服务业能源效率(ee)显著促进了中国省域服务业绿色 TFP 的提升,这与 Fan 等

(2015)^[17]的结论相似。能源效率提升意味着单位服务业产出的能源消费和 CO₂ 排放减少,这有利于各省份服务业的绿色发展。服务业集聚(agg)的系数显著为正,说明各地区的服务业集聚可以产生正向集聚经济效应,有助于服务业绿色 TFP 的增长。服务业经济增长速度(g)对服务业绿色 TFP 增长具有显著的负向影响,这可能是由于服务业经济增速提升过快会导致能源消耗过多和污染物排放加速,不利于各省份服务业绿色 TFP 的增长。服务业内部结构(is)的系数显著为负,这与庞瑞芝和王亮(2016)^[20]的结论相似,说明服务业内部结构的升级(即交通运输、仓储和邮政业等高耗能传统行业占比下降)有助于推动省域服务业节能减排和绿色 TFP 增长。此外,服务业能源效率(ee)的引入使得 β 系数的绝对值明显增大,说明能源效率是推动中国省域服务业绿色 TFP 收敛的重要因素,通过研发投入、技术引进等渠道改善能源效率,对于促进省域服务业的绿色协调发展具有重要意义。同时,服务业集聚(agg)、服务业经济增长速度(g)、服务业内部结构(is)三个变量的引入也使得 β 系数的绝对值有所增大,但其影响相对较小(随着服务业能源效率、服务业集聚、服务业经济增速、服务业内部结构等变量的逐步加入, β 系数的绝对值从 0.168 增加到 0.220、0.240、0.242、0.247)。

4. 分区域空间收敛性检验。在进行分区域收敛性检验之前,本文对分区域样本进行了 LM 检验。从表 6 的结果来看,SEM 模型更适用于东部服务业绿色 TFP 的绝对 β 收敛分析,而传统的 OLS 模型更适用于中、西部服务业绿色 TFP 的绝对 β 收敛检验。

基于前文的收敛模型,本文对三大区域服务业绿色 TFP 的空间收敛性进行了检验,结果如表 7 所示。

表 6 三大区域服务业绿色 TFP 的 LM 检验结果

模型	绝对 β 收敛			条件 β 收敛		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LM - error	4.447** (0.035)	0.016 (0.898)	0.210 (0.647)	2.218 (0.136)	1.857 (0.173)	0.012 (0.912)
Robust LM - error	3.918** (0.048)	0.095 (0.758)	0.017 (0.896)	1.505 (0.220)	4.344** (0.037)	3.357* (0.067)

续表 6

模型	绝对 β 收敛			条件 β 收敛		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LM - lag	6.025** (0.014)	0.023 (0.880)	0.220 (0.639)	3.864** (0.049)	0.826 (0.364)	0.100 (0.752)
Rbust LM - lag	5.496** (0.019)	0.101 (0.750)	0.027 (0.869)	3.151* (0.076)	3.313* (0.069)	3.444* (0.063)

注:同表 4。

表 7 分区域服务业绿色 TFP 的空间收敛检验结果

变量	东部				中部		西部	
	绝对 β 收敛		条件 β 收敛		绝对 β 收敛	条件 β 收敛	绝对 β 收敛	条件 β 收敛
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
β	0.022 (0.049)	-0.180** (0.086)	-0.258*** (0.074)	-0.269*** (0.099)	0.002 (0.045)	-0.103 (0.122)	-0.242*** (0.062)	-0.258*** (0.080)
ee			0.020** (0.008)	0.019** (0.008)		-0.006 (0.005)		-0.013** (0.007)
agg			0.148*** (0.051)	0.146*** (0.045)		-0.060** (0.028)		0.112** (0.045)
g			-0.420 (0.260)	-0.419** (0.204)		-0.015 (0.076)		-0.014 (0.110)
is			-0.122 (0.159)	-0.068 (0.149)		-0.067 (0.044)		-0.256*** (0.064)
λ		0.402*** (0.072)						
ρ				0.190** (0.075)				
F 检验	0.64 [0.776]		2.40** [0.013]		1.44 [0.201]	1.96* [0.069]	1.90* [0.051]	4.63*** [0.000]
Hausman 检验		30.76*** [0.000]	24.95*** [0.000]	42.64*** [0.000]		14.67** [0.012]	17.57*** [0.000]	48.16*** [0.000]
模型	混合 OLS	SEM	FE	SLM	混合 OLS	FE	FE	FE
R^2	0.002	0.004	0.212	0.218	0.011	0.214	0.113	0.276
观测值	132	121	132	121	96	96	132	132

注:小括号内为标准误,中括号内为 P 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;限于篇幅,时间效应的估计结果未予列示。

从是否存在 β 收敛来看,东部与全样本大体一致,即在不考虑空间因素时,其仅存在条件 β 收敛,不存在绝对 β 收敛,而在考虑空间因素后,其同时显示出绝对 β 收敛和条件 β 收敛的特征。中部既不具有绝对 β 收敛性,也不存在条件 β 收敛。西部则同时存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛。

从空间外溢性来看,东部地区的空间权重系数 λ (或 ρ) 显著为正,说明东部区域内各省份的服务业发展整体上存在较强的空间互动关系,且空间因素有利于推动东部省际服务业绿色 TFP 的趋同。与此不同的是,中、西部整体上没有显示出显著的空间外溢效应,这可能与中、西部的基础设施等较为薄弱有关(朱国忠等,2014)^[16]。以基础设施为例,生延超和李辉(2018)研究发现,中、西部地区的互联网、交通运输等基础设施较为薄弱,明显落后于东部地区,这阻碍了中、西部各省份间的要素流动和经济联系。

从条件 β 收敛的控制变量来看,服务业能源效率(ee)和服务业经济增速(g)对东部服务业绿色 TFP 分别具有显著的正向和负向影响,而其对中、西部服务业绿色 TFP 则没有显著的影响。服务业集聚(agg)有利于东、西部服务业绿色 TFP 的提升,但其对中部服务业绿色 TFP 具有负向作用。服务业内部结构(is)对西部服务业绿色 TFP 产生了显著的负向影响,而对东、中部地区未发挥显著的效应。总之,上述条件变量对三大区域服务业绿色 TFP 的影响具有一定的区域异质性特征,但考虑到这并非本文的研究重点,此处不再展开讨论。

5. 服务业绿色 TFP 分解项的空间收敛性检验。由于东部多数省份历年的服务业技术缺口比率(TGC)均为1,对 TGC 进行收敛性分析会导致多数东部省份的样本缺失(因为将 TGC 取对数后,大部分东部省份历年的被解释变量及核心解释变量均为0),因此,本文仅考察服务业绿色技术效率(EC)和服务业绿色技术进步(BPC)这两个分解项的收敛性。此处依然先进行 LM 检验(详见表8),结果显示,绿色技术效率(EC)的两种类型 β 收敛检验采用传统的 OLS 模型更合适,而绿色技术进步(BPC)的绝对 β 收敛检验更宜采用 SEM 模型,条件 β 收敛则同时给出 SEM 模型和 SLM 模型的估计结果。

表8 服务业绿色 TFP 分解项的 LM 检验结果

模型	绝对 β 收敛		条件 β 收敛	
	EC	BPC	EC	BPC
LM - error	1.138 (0.286)	12.718*** (0.000)	0.350 (0.554)	7.930*** (0.005)
Robust LM - error	1.284 (0.257)	9.220*** (0.002)	2.253 (0.133)	0.777 (0.378)
LM - lag	0.925 (0.336)	8.162*** (0.004)	0.688 (0.407)	7.237*** (0.007)
Robust LM - lag	1.071 (0.301)	4.664** (0.031)	2.592 (0.107)	0.085 (0.771)

注:同表4。

表9报告了服务业绿色 TFP 的空间收敛检验结果。可以看出,无论是否考虑空间因素,中国服务业绿色 TFP 分解项的收敛系数 β 均显著为负,说明服务业绿色技术效率(EC)和绿色技术进步(BPC)同时存在显著的绝对收敛和条件收敛。考虑空间因素后,服务业绿色技术进步(BPC)的空间系数 λ (或 ρ) 显著为正,说明服务业绿色技术进步存在显著的正向空间外溢效应,中国服务业绿色 TFP 的空间收敛主要源自各省份服务业的绿色技术进步(而非绿色技术效率)的空间互动。这可能是因为,服务业的绿色技术效率是指生产过程中采用特定方式减少(或增加)的绿色技术使用与分配无效率,是清洁技术设备与服务生产过程更好(或更坏)结合的体现,反映的是服务业对既有前沿绿色技术和环保知识的吸收能力(苏治和徐淑丹,2015),而吸收能力与各地区的要素禀赋、经济基础等因素密不可分,难以脱离空间锁定,这就使得服务业绿色技术效率未能产生空间外溢效应。与绿色技术效率不同,服务业绿色技术进步主要反映技术前沿的移动情况,其与技术创新、技术交流等息息相关,可以通过示范效应(服务业绿色 TFP 较高的地区对绿色 TFP 较低地区的空间外溢)、学习效应(服务业绿色 TFP 较低的地区对高生产率地区的模仿和学习)等机制实现空间外溢。另外,引入空间相关性后,服务业绿色技术进步的收敛速度有所提升(β 系数的绝对值增大),说明各省份间经济互动和技术知识的空间外溢促进了中国省域服务业绿色技术进步的收敛。

表 9 服务业绿色 TFP 分解项的空间收敛检验结果

变量	绝对 β 收敛			条件 β 收敛			
	<i>EC</i>	<i>BPC</i>		<i>EC</i>	<i>BPC</i>		
	无权重	无权重	地理距离	无权重	无权重	地理距离	地理距离
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
β	-0.472*** (0.045)	-0.348*** (0.043)	-0.553*** (0.067)	-0.498*** (0.046)	-0.496*** (0.045)	-0.541*** (0.062)	-0.499*** (0.064)
<i>ee</i>				0.015** (0.007)	0.012* (0.006)	0.011* (0.007)	0.012* (0.006)
<i>agg</i>				0.055 (0.053)	0.070 (0.051)	0.063 (0.064)	0.067 (0.062)
<i>g</i>				0.412** (0.206)	-0.683*** (0.199)	-0.676*** (0.221)	-0.706*** (0.176)
<i>is</i>				0.194* (0.114)	-0.616*** (0.112)	-0.398* (0.225)	-0.549*** (0.151)
λ			0.663*** (0.056)			0.454*** (0.159)	
ρ							0.254** (0.112)
F 检验	3.55*** [0.000]	1.90*** [0.004]		3.71*** [0.000]	4.12*** [0.000]		
Hausman 检验	116.84*** [0.000]	56.90*** [0.000]		121.09*** [0.000]	139.02*** [0.000]		
模型	FE	FE	SEM	FE	FE	SEM	SLM
R ²	0.252	0.163	0.163	0.274	0.300	0.285	0.288
观测值	360	360	330	360	360	330	330
logL			418.63			428.46	425.65

注:小括号内为标准误,中括号内为 P 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

6. 稳健性检验。考虑到空间收敛结果可能会受到空间权重矩阵构造方法的影响,本文构建了邻接权重矩阵以及基于地理距离倒数平方的权重矩阵。就邻接权重矩阵 W_1 而言,当 i 地区与 j 地区相邻时,矩阵 W_1 的元素 w_{ij} 取值为 1,否则取值为 0。就基于地理距离平方倒数的权重矩阵 W_2 而言,当 $i \neq j$ 时,矩阵 W_2 的元素 $w_{ij} = 1/d_{ij}^2$,其中, d_{ij} 为 i 省的省会城市与 j 省的省会城市之间的直线欧式距离;当 $i = j$ 时, $w_{ij} = 0$ 。基于此,本文进行了空间收敛性检验。此外,考虑到 2008 年国际金融危机可能会影响空间收敛结果,本文借鉴肖磊等(2018)^[14] 的做法,以 2008 年为界,将样本期划分为两个阶段,分别进行了收敛性检验。结果显示(限于篇幅,该

结果未报告,留存备案),改变空间权重矩阵的构造方法及样本期并未对核心变量的系数符号和显著性产生根本性影响。因此,本文的空间收敛检验结果具有一定的稳健性。

四、研究结论与启示

(一) 研究结论

本文将群组异质性纳入服务业绿色生产率的估算体系,利用 SBM 方向性距离函数和 Metafrontier Malmquist - Luenberger (MML) 指数,对 2004 - 2016 年中国省际服务业绿色 TFP 进行了再测算。在此基础上,本文将空间效应引入传统收敛模型的分析框架,对中国省际服务业绿色 TFP 进行了空间收敛性检验,并得出四个基本结论。

第一,2004-2016年中国服务业绿色TFP年均增长0.87%,其中,绿色技术效率年均下降0.13%,绿色技术进步年均改进1.56%,技术缺口比率年均下降0.55%。中国服务业绿色TFP的变动主要源于绿色技术进步,绿色技术效率和技术缺口比率则降低了服务业绿色TFP的增长速度。三大区域服务业绿色TFP总体上呈现增长态势,并呈现出从东到西逐次递减的特征。

第二,不考虑空间互动关系时,中国省际服务业绿色TFP仅存在条件 β 收敛,而考虑空间互动关系后,中国省际服务业绿色TFP同时呈现绝对 β 收敛和条件 β 收敛特征。中国省际服务业绿色TFP存在显著的空间外溢效应,这使得服务业绿色TFP的空间收敛速度加快。

第三,分区域的收敛性检验显示,东、西部服务业绿色TFP均呈现显著的 β 收敛态势,中部则不存在显著的 β 收敛特征。东部地区各省份的服务业绿色TFP显示出显著的正向空间外溢效应,中、西部地区的空间外溢效应则不显著。绿色TFP分解项的 β 收敛性检验表明,服务业绿色技术效率和服务业绿色技术进步均存在 β 收敛,且服务业绿色技术进步的空间外溢效应显著为正,绿色技术效率则不具有显著的空间外溢效应。

第四,服务业能源效率的改进、服务业集聚程度的提升、服务业内部结构的调整升级对中国省际服务业绿色TFP增长具有正向影响,而服务业经济增长速度的加快则对中国省际服务业绿色TFP增长产生了负向影响。上述变量尤其是服务业能源效率在服务业绿色TFP空间收敛的过程中发挥了重要作用。

(二) 决策启示

首先,由于各地区在要素禀赋、生产技术等方面存在区域异质性,服务业绿色TFP增长也存在较大的差异,因此,各地区在制定促进服务业绿色TFP增长的相关政策时,应因地制宜、各有侧重。东部地区应着手解决服务业要素使用效率偏低的问题,逐步改进服务业绿色技术效率,中、西部地区则应注重加大服务业清洁技术研发和创新的力度,尽快缩小与服务业绿色技术前沿的差距。

其次,鉴于空间外溢效应可以提高省际服务业绿色TFP的收敛速度,各地区应通过与邻近省份建立定期的会商机制,将服务业领域的技术交流和人

才合作引入会议议程,促进服务业清洁技术、绿色人才等要素的跨地区流动,充分发挥空间外溢效应,促进服务业绿色发展的空间协同。

再次,考虑到中、西部服务业绿色TFP的空间外溢效应尚不显著,中、西部地区应完善互联网、高铁等现代基础设施,以打破区域内部的地理分割,推动省际间服务业生产要素的优化配置和空间重组。

最后,各地区应通过研发投入和技术引进等途径改善能源效率,促进省域间服务业绿色协调发展。各地应结合自身的实际情况,选择合适的集聚模式,鼓励服务业尤其是生产性服务业集聚,并适当调整服务业内部结构,助推服务业绿色TFP的增长。此外,服务业经济过快增长对服务业绿色TFP的潜在负面影响也是需要引起各地注意的。

(三) 研究不足与展望

本文主要是从经验层面对服务业绿色TFP进行了再测度,并实证检验了其空间收敛特征,尚未从理论层面对绿色TFP测算以及空间收敛性的理论基础进行深入阐释,这也是今后进一步研究的方向。

注释:

①东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南和辽宁,中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林和黑龙江,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] 肖挺. 我国省份间服务业全要素生产率的检验分析[J]. 云南财经大学学报,2017(2):70-82.
- [4] 王恕立,汪思齐,滕泽伟. 环境约束下的中国服务业全要素生产率增长[J]. 财经研究,2016(5):123-134.
- [5] 滕泽伟,胡宗彪,蒋西艳. 中国服务业碳生产率变动的差异及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究,2017(3):78-94.
- [6] Oh D H. A Metafrontier Approach for Measuring an Environmentally Sensitive Productivity Growth Index[J]. Energy Economics,2010,32(1):146-157.

[7] 李小胜, 胡正陶, 张娜, 等. “十二五”时期中国碳排放全要素生产率及其影响因素研究[J]. 南开经济研究, 2018(5): 76-94.

[8] Choi Y, Oh D H, Zhang N. Environmentally Sensitive Productivity Growth and Its Decompositions in China: A Meta-frontier Malmquist - Luenberger Productivity Index Approach [J]. Empirical Economics, 2015, 49(3): 1017-1043.

[9] Arabi B, Munisamy S, Emrouznejad A, et al. Power Industry Restructuring and Eco - efficiency Changes: A New Slacks - based Model in Malmquist - Luenberger Index Measurement [J]. Energy Policy, 2014, 68(2): 132-145.

[10] 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.

[11] 王耀中, 张阳. 改革开放以来中国服务业生产率实证分析[J]. 管理评论, 2011(10): 10-18.

[12] 王美霞, 樊秀峰, 宋爽. 中国省会城市生产性服务业全要素生产率增长及收敛性分析[J]. 当代经济科学, 2013(4): 102-111.

[13] 江静, 马莹. 中国服务业全要素能源效率: 测度与影响因素[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2018(5): 27-36.

[14] 肖磊, 鲍张蓬, 田毕飞. 我国服务业发展指数测度与空间收敛性分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2018

(11): 112-128.

[15] Chung Y H, Färe R, Grosskopf S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. Microeconomics, 1997, 51(3): 229-240.

[16] 朱国忠, 乔坤元, 虞吉海. 中国各省经济增长是否收敛? [J]. 经济学(季刊), 2014(3): 1171-1194.

[17] Fan M T, Shao S A, Yang L L. Combining Global Malmquist - Luenberger Index and Generalized Method of Moments to Investigate Industrial Total Factor CO₂ Emission Performance: A Case of Shanghai (China) [J]. Energy Policy, 2015, 79(4): 189-201.

[18] 于斌斌. 生产性服务业集聚与能源效率提升[J]. 统计研究, 2018(4): 32-42.

[19] 杨正林, 方齐云. 能源生产率差异与收敛: 基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(9): 17-30.

[20] 庞瑞芝, 王亮. 服务业发展是绿色的吗? ——基于服务业环境全要素效率分析[J]. 产业经济研究, 2016(4): 18-28.

[21] 邓慧慧, 赵家羚. 地方政府经济决策中的“同群效应”[J]. 中国工业经济, 2018(4): 59-78.

[22] Lee L F, Yu J. Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models [J]. Regional Science and Urban Economics, 2010, 40(5): 255-271.

Recalculation and Spatial Convergence of the Green Total Factor Productivity in China's Service Industry

Wang Xuliang Xu Han

Abstract: This paper applied modified SBM directional distance function and metafrontier Malmquist - Luenberger (MML) productivity index to recalculate the green total factor productivity (TFP) of the service industry of China's 30 provinces from 2004 to 2016, and empirically studied the spatial convergence of the green TFP. The empirical results showed that, the green TFP in China's service industry showed an upward trend, which was mainly driven by green technical change, and the contributions of green efficiency change and technical ratio gap change to the green TFP growth were negative. Meanwhile, the green TFP growth in China's service industry demonstrated significant regional and interprovincial disparities. After considering spatial spillover effects, the green TFP in the service industry of China had both absolute β convergence and conditional β convergence, and the rate of convergence rose, which was mainly attributed to the spatial convergence of green technical change. And the convergence of green TFP in the service industry showed significant regional heterogeneity.

Key words: service industry; green total factor productivity; group heterogeneity; MML index; spatial convergence