

# 中国服务业全要素生产率的再测算 与影响因素分析

夏杰长 肖宇 李诗林

**摘要** 在服务业高质量发展大背景下，本文采用半参数的 OP 法，对中国自 2007—2016 年间服务业全要素生产率进行了测算。研究发现：在服务业细分行业中，房地产和金融业等共计 7 个行业的技术进步程度，在直观上要高于公共管理和社会组织以及卫生、社会保障和社会福利业等行业。在分地区中，北京、上海、浙江、广东等地的技术进步程度明显高于中西部省区市。从增长趋势来看，服务业内部不同行业之间增减不一，但自 2007 年以来，中国服务业全要素生产率整体呈现出明显的递增态势。虽然部分行业在技术进步方面存在短板，但从发展趋势来看，这些差距正在明显缩小。在四大经济区域中，除了西部地区呈现下降趋势外，东部、中部和东北地区的服务业全要素生产率明显上升。从影响因素来看，服务业发展水平、城市化率、贸易依存度和人口出生率，都是促进服务业全要素生产率增长的重要变量。据此，应实行大力促进服务业“提质增效”、稳步提升城市化发展水平、促进对外贸易平稳健康发展和出台切实有效的人口管理办法等政策措施。

**关键词** 服务业 全要素生产率 提质增效 高质量发展

作者夏杰长，中国社会科学院财经战略研究院研究员（北京 100028）；肖宇，中国社会科学院研究生院博士生（北京 102488）；李诗林，清华大学全球私募股权研究院研究总监（北京 100084）。

中图分类号 F719

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2019)02-0034-10

## 一、引言

“十三五”规划提出，要推动服务业优质高效发展。自改革开放以来，中国服务业发展突飞猛进，在国民经济中的占比逐年提升。但是和西方发达国家相比，中国服务业还存在着对外开放不足、发展环境有待优化、现代服务业发展水平还存在差距等问题。那么，在新的时代背景下，如何真实衡量中国服务业的发展效率，找到制约中国服务业高质量发展的影响因素，最终推动生产性服务业向专业化和价值链高端延伸、生活性服务业向精细和高品质转变，逐渐成为学术界关注的热点问题。

在经济生产中，总产出中不能由要素投入所解释的“剩余”，一般被称为全要素生产率（TFP）。就服务业来说，受“鲍莫尔-福克斯假说”的影响，一个普遍的观点认为服务业生产率相对滞后，名义工资的上升会使得服务业生产成本提高，随着劳动力向服务业的转移，在经济均衡发展的条件下，整个经济的增长率将会下降。随着中国经济新常态的到来，经济增速阶段性转换和社会主要矛盾的变化，都对服务业提出了新的要求。但中国服务业发展远未能挖掘现有资源和技术的潜力，技术效率低下，服务业增长主要

依靠要素投入推动,全要素生产率的贡献微弱,粗放型特征比较明显。<sup>①</sup>未考虑环境因素的传统测算方法显著高估了服务业 TFP 的增长率及其对服务业增长的贡献,通过提升技术效率来促进服务业增长还有很大的余地。<sup>②</sup>

而与发现服务业全要素生产率较低的现实形成鲜明对比的是,Brandt et al.<sup>③</sup>对中国工业企业的全要素生产率进行研究后发现,1998—2007 年间的 TFP 年均增长率竟然高达 7.98%。杨汝岱<sup>④</sup>计算了企业层面的全要素生产率,认为中国制造业整体全要素生产率增长速度在 2%—6% 之间,年均增长 3.83%。<sup>⑤</sup>而庞瑞芝等<sup>⑥</sup>在对中国服务业和工业的生产率进行比较后发现,服务业生产率(效率)平均高于工业,但 TFP 增长稍逊于工业。不过近年来服务业 TFP 增长有赶超工业的趋势。即“鲍莫尔-福克斯假说”和国内关于服务业低效率的提法在现阶段的中国并不成立。

不难发现,服务业全要素生产率究竟如何判断,在学术界还存在着较大的争议。那么,具体到服务业来说,其真实全要素生产率究竟如何?是否存在鲍莫尔病假说的情况?服务业全要素生产率与工业相比处于何种水平?本文的研究正是从此出发,试图在对服务业全要素生产率进行真实测算的基础上,对当前中国服务业真实生产率进行探究,并就制约和影响全要素生产率的主要变量进行分析。最终找到服务业高质量发展的理论钥匙。

本文的创新与边际贡献之处在于:和现有研究服务业全要素生产率的众多文献不同,我们首次采用了服务业全要素生产率进行测算中比较少见的半参数法(OP法),对中国各省级行政区及各行业 2007—2016 年的服务业全要素生产率进行了测算,该方法已被大量应用于工业企业全要素生产率的研究中,<sup>⑦</sup>但在服务业领域还没有学者使用。其次,在影响因素的分析中,和已有文献大量采用静态面板和时间序列投入产出表的研究不同,<sup>⑧</sup>本文采用跨省平衡面板数据和 GMM 方法,该数据和方法能够有效地克服已有类似研究文献的数据时间匮乏和模型存在内生性等问题。

本文接下来的安排如下,第二部分为文献综述;第三部分为服务业全要素生产率的测算;第四部分是对影响服务业全要素生产率的实证分析;最后是简短的结论和政策建议。

## 二、文献综述

全要素生产率的测算方法有很多,从其发展历程来看,早期的测算方法大致可以总结为:代数指数法 AIN、<sup>⑨</sup>索洛残差法 SR、<sup>⑩</sup>随机边界分析法 SFA<sup>⑪</sup>和数据包络分析法 DEA、潜在产出法 PO 等。此外,比较常见的有固定效应法 FE、广义矩估计 GMM、LP 法、OP 法等。<sup>⑫</sup>

① 顾乃华:《1992—2002 年我国服务业增长效率的实证分析》,《财贸经济》2005 年第 4 期。

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》,《经济研究》2015 年第 8 期。

③ Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing,” *Journal of Development Economics*, 2012(2), pp. 339-351.

④ 杨汝岱:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》2015 年第 2 期。

⑤ 但是,根据刘建国等的研究发现,1990—2009 年中国省域全要素生产率中,只有东部地区平均全要素生产率得到改善,西部地区和东北地区的全要素生产率的平均增长率分别下降了 2.78% 和 1.84%。参见刘建国、李国平、张军涛、孙铁山:《中国经济效率和全要素生产率的空间分异及其影响》,《地理学报》2012 年第 8 期。

⑥ 庞瑞芝、邓忠奇:《服务业生产率真的低吗?》,《经济研究》2014 年第 12 期。

⑦ 王杰、刘斌:《环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析》,《中国工业经济》2014 年第 3 期;鲁晓东、连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》2012 年第 2 期。

⑧ 胡朝霞:《FDI 对中国服务业全要素生产率的影响——基于随机前沿面板数据模型的分析》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2010 年第 4 期;姚星、颜杰、王磊:《行业异质性、离岸外包与生产率溢出——基于世界投入产出表的实证分析》,《经济评论》2017 年第 4 期。

⑨ Abramovitz, M. “Resource and Output Trends in the United States Since 1870,” *American Economic Review*, 1956(3), pp. 5-23.

⑩ Robert M. Solow. “Technical Change and the Aggregate Production Function,” *The Review of Economics and Statistics*, 1957(3), pp. 312-320.

⑪ Hildreth, C., and J.P. Houck. “Some Estimators for a Model with Random Coefficients,” *Journal of American Statistical Association*, 1968(63), pp. 584-595.

⑫ 汪茂泰、何永芳:《动态随机非参数数据包络分析法及其应用》,《统计与决策》2015 年第 21 期;杨志云、陈再齐:《要素生产率、资本深化与经济增长——基于 1979—2016 年中国经济的增长核算》,《广东社会科学》2018 年第 5 期。

从测算方法的相关文献来看,在服务业全要素生产率的测算中,比较常用的是参数和非参数的方法。郭克莎<sup>①</sup>利用索罗余值法,测算出 1979~1990 年中国服务业全要素生产率的年均增长率为 2.58%。杨向阳等<sup>②</sup>采用非参数 Malmquist 指数方法实证分析了中国服务业全要素生产率的增长状况,并将其分解为技术效率和技术进步。结果表明,1990—2003 年中国服务业全要素生产率的平均增长率为 0.12%。而具体到生产性服务业,原毅军等<sup>③</sup>同样利用非参数 Malmquist 指数方法进行研究后发现,中国生产性服务业仍表现为粗放型增长方式,全要素生产率呈现负增长。而杨勇<sup>④</sup>借助科布-道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数,对服务业全要素生产率增长率对服务业产出率的贡献进行了纵向的时序分析,发现在 20 世纪 90 年代后半期中国服务业 TFP 增长率明显下降。纪明辉<sup>⑤</sup>采用 DEA 的 Malmquist 生产率指数对服务业 TFP 进行了测算,发现 2006—2015 年东北三省服务业全要素生产率增长率超越东部和西部,服务业发展模式由规模的扩张向要素优化配置转变。

在影响因素的研究中,徐盈之等<sup>⑥</sup>利用非参数的 Malmquist 生产率指数方法对 1997—2006 年中国信息服务业全要素生产率(TFP)的变动进行测算,人力资本、信息化水平、R&D 投入、政府行为和城市化等是影响中国信息服务业发展区域差异的主要因素。刘兴凯等<sup>⑦</sup>使用非参数的 Malmquist 指数方法测算了中国 28 个省区市 1978—2007 年服务业全要素生产率(TFP)变动情况,并从技术效率和技术进步两个方面对中国服务业全要素生产率变化的阶段性和区域性特点进行了分析。增长幅度呈阶段性下降态势,东部、中部和西部存在区域性差异。针对这一下降趋势,谭洪波等<sup>⑧</sup>发现,中国的服务业 TFP 增长率几乎为零主要是由于本应属于“进步部门”的生产者服务业对整体服务业的 TFP 增长贡献不足所致。周文博等<sup>⑨</sup>利用非参数的 DEA-Malmquist 指数对中国 2003—2011 年 14 个服务行业的全要素生产率及其分解进行了测算,服务业 FDI 基本能够促进服务业的技术进步及全要素生产率增长。而陈景华<sup>⑩</sup>利用中国服务业细分行业的面板数据,以及全球最大的服务业跨国公司的截面数据,实证分析了服务业全要素生产率对服务业对外直接投资的影响,服务业全要素生产率是服务企业对外直接投资的重要原因,企业规模越大,跨国经验越丰富,对外直接投资的规模也越大。赵爽等<sup>⑪</sup>研究发现,城市化水平的提升对服务业全要素生产率的提高具有显著的正向影响,即城市化水平较高的地区服务业的全要素生产率增长率水平也较高。结合中国进一步扩大对外开放,陈明等<sup>⑫</sup>研究发现,生产性服务业双向开放对服务业生产率有着显著的正向作用。

在这些文献中,采用参数和非参数的方法对服务业全要素生产率进行测算,并使用投入产出表及时间序列或面板数据进行回归,以便寻找到影响因素的文献相对较为集中。但从整体来看,在服务业全要素生产率研究的文献中,在方法上的创新文献非常少,这为我们的研究提供了一个难得的机会。

### 三、服务业全要素生产率的测算

#### (一) 测算方法

从全要素生产率的概念出发,常用的估计方法是,建立柯布-道格拉斯生产函数(Cobb-Douglas

① 郭克莎:《总量问题还是结构问题?——产业结构偏差对我国经济增长的制约及调整思路》,《经济研究》1999 年第 9 期。

② 杨向阳、徐翔:《中国服务业全要素生产率增长的实证分析》,《经济学家》2006 年第 2 期。

③ 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》,《中国软科学》2009 年第 1 期。

④ 杨勇:《中国服务业全要素生产率再测算》,《世界经济》2008 年第 10 期。

⑤ 纪明辉:《东北三省服务业全要素生产率增长测度与分析》,《社会科学战线》2018 年第 4 期。

⑥ 徐盈之、赵玥:《中国信息服务业全要素生产率变动的区域差异与趋同分析》,《数量经济技术经济研究》2009 年第 10 期。

⑦ 刘兴凯、张诚:《中国服务业全要素生产率增长及其收敛分析》,《数量经济技术经济研究》2010 年第 3 期。

⑧ 谭洪波、郑江淮:《中国经济高速增长与服务业滞后并存之谜——基于部门全要素生产率的研究》,《中国工业经济》2012 年第 9 期。

⑨ 周文博、樊秀峰、韩亚峰:《服务业 FDI 技术溢出与服务业全要素生产率增长——理论分析和基于中国的实证检验》,《华东经济管理》2013 年第 6 期。

⑩ 陈景华:《企业异质性、全要素生产率与服务业对外直接投资——基于服务业行业和企业数据的实证检验》,《国际贸易问题》2014 年第 7 期。

⑪ 赵爽、李春艳:《城市化对中国服务业全要素生产率的影响——基于中国服务业省际面板数据的实证研究》,《当代经济研究》2017 年第 2 期。

⑫ 陈明、魏作磊:《生产性服务业开放对中国服务业生产率的影响》,《数量经济技术经济研究》2018 年第 5 期。

production function):

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

其中,  $Y_{it}$  表示  $i$  行业在  $t$  年的总产出,  $K_{it}$  和  $L_{it}$  分别表示  $i$  行业在  $t$  年的资本和劳动投入。

对公式 (1) 取对数, 则得:

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

对 (2) 式进行 OLS 回归, 即可得到 TFP 值。

但是, 考虑到在如何处理生产函数变量假设及较强的约束和测算误差等方面的缺陷, 尤其是 OLS 面临的样本选择误差和模型内生性等问题。半参数的 OP 方法逐渐成为目前测算全要素生产率的主流方法。尤其是在面对较大样本和异质性行业的数据中, 这种方法能有效克服内生性和有效信息量损失等问题。

其基本原理如下:

设立半参数估计的生产率增长测算一般模型:

$$Y = \Phi X + r(t) + \zeta \quad (3)$$

其中,  $\Phi$  为包含了生产率在内的所有影响因素变量, 而  $X$  为回归系数向量, 非参数部分  $r(t)$  是未知函数,  $\zeta$  为随机误差项。

在这种情况下, 只要根据已知的观测数据, 测算出回归系数向量  $X$ 、 $r(t)$  和  $E(\zeta^2)$ , 则可测算出全要素生产率。

在此基础上, Olley 和 Pakes<sup>①</sup> 将半参数的方法进行了修正。<sup>②</sup> 其生产函数设定为:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \mu_{it} + \zeta_{it} \quad (4)$$

其中,  $y_{it}$  表示  $i$  个企业 (行业、省份) 在  $t$  年的总产出;  $k_{it}$  和  $l_{it}$  分别为其资本和劳动的投入量; 而  $\mu_{it}$  为已知的生产率。

考虑到当前的生产率水平与新增投资量之间可能存在的正相关关系, 当前的生产率水平越高, 则企业新增投资量越大, 反之则越小。从而, 生产率  $\mu_{it} = d_t(i_{it}, k_{it})$ 。

如此一来, 则公式 (4) 进一步修正为:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + d_t(i_{it}, k_{it}) + \zeta_{it} = \beta l_{it} + \Phi(l_{i,t-1}, i_{it}, k_{it}) + \zeta_{it} \quad (5)$$

利用公式 (5), 第一步是对  $y$  和  $l_{it}$  多项式函数  $\Phi(l_{i,t-1}, i_{it}, k_{it})$  进行回归, 即可得到  $\beta$  和反映资本与效率水平共同作用下的  $\Phi$  函数的一致性估计值。

第二步, 对资本系数进行估计, 则公式 (5) 修正为:

$$y_{it} - \beta l_{it} = \alpha k_{it} + \Phi(\Phi_{i,t-1}^{\wedge} - \alpha k_{i,t-1}, T_{i,t-1}^{\wedge}) + \zeta_{it} \quad (6)$$

其中,  $T_{i,t-1}^{\wedge}$  表示滞后一期的生存概率,  $\Phi(\Phi_{i,t-1}^{\wedge} - \alpha k_{i,t-1}, T_{i,t-1}^{\wedge})$  为滞后一期的多项式函数。

对公式 (6) 中  $y_{it} - \beta l_{it}$  和资本及多项式  $\Phi$  进行回归, 即可估算出生产函数的各未知参数, 最后采用余值法, 即可得到全要素生产率。

## (二) 服务业各行业的全要素生产率

在数据处理过程中。行业增加值使用的是 2007—2016 年分行业增加值, 根据国家统计局的数据, 该细分行业包括农林牧渔业、工业、建筑业及交通运输、仓储和邮政业、批发和零售业、住宿和餐饮业、金融业、房地产业及其他行业。人力资本我们使用的是此时间段的按行业分城镇单位就业人数, 资本数据采用的是按行业分全社会固定资产投资。但是, 与人力和资本投入细分行业不同的是, 在行业增加值数据中, 缺乏信息传输、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, 水利、环境和公共设施管理业, 居民服务和其他服务业, 教育、卫生、社会保障和社会福利业, 文化、体育和娱乐

① Olley, G.S., and A.Pakes. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, 1996(6), pp. 1263-1297.

② OP 法实际上是为解决固定效应存在的问题而发展起来的一个新方法, 其认为, 虽然企业的生产率不可观测, 但可根据每个企业的当期投资情况进行分析, 因此企业投资可以作为生产率的代理变量。

业,公共管理和社会组织共计 9 个行业的具体增加值数据。在国家统计局公布的数据中,这些行业的增加值被集中放在其他行业中。为此,我们使用城镇单位就业人员工资总额中这些细分行业所占比例,再根据该比例逐一和其他行业增加值的总值相乘,最终得到了这些服务业细分行业 2007—2016 年的增加值。

通过计算我们发现,在服务业 14 个细分行业中,2007—2016 年期间,房地产、金融业、居民服务和其他、批发和零售业、文化体育和娱乐业、信息传输和计算机服务及软件业、住宿和餐饮业共计 7 个行业的平均全要素生产率为正。而公共管理和社会组织、教育业等 7 个行业的全要素生产率均值为负。

作为衡量经济长期活力的重要指标,全要素生产率是除去劳动、资本等总要素投入之后的“余值”,即经济增长中不能够被资本、劳动力和人力资本等要素投入所解释的部分。可以将其看成是要素配置效率提高、技术进步或者创新等“难以衡量”的因素带来的效率提升所带来的额外经济增长。全要素生产率增长率可以为正值,也可以为负值。前者说明技术进步率提高,而后者说明配置效率下降。<sup>①</sup>

在服务业全要素生产率为正的细分行业中。房地产行业的最高峰出现在 2010 年,自 2014 年开始下降,截至 2016 年,房地产行业的全要素生产率已经下降至 0.4761,为自 2007 年以来的最低值。这也从侧面说明,狂飙突进了二十余年的中国房地产,已迎来了阶段性的重要拐点。反观金融行业,其自 2007 年以来基本保持着轻微的增长态势,阶段性高峰出现在 2014 年,随后开始轻微下降,2016 年其为 0.3413,基本接近 2012 年的水平。而居民服务业在此期间呈现出一个倒 U 型走势,2007 年为 0.0962,到了 2012 年上升至 0.2865,2016 年为 0.2396;和其走势基本相同的还有批发和零售业,在 2010 年达到阶段性高峰后又开始下降。此外,文化、体育和娱乐业在此期间的全要素生产率基本是稳中有升;信息传输、计算机服务和软件业虽然也在增长,但倒 U 型特征依然明显;住宿和餐饮业基本保持不变。

再看全要素生产率为负的几个行业。公共管理和社会组织在 2007 年的值为 -0.7577,2012 年为 -0.6094,2016 年为 -0.5773,可以看出在此期间,虽然其全要素生产率为负值,但其却呈现出明显的上升趋势。走势基本相同的行业还有教育、科学研究、技术服务和地质勘查业等行业,自 2007 年以来,虽然这些行业的全要素生产率为负,但发展差距已在逐渐缩小,发展质量在明显提升。

值得注意的是,虽然房地产行业的全要素生产率为正,但从发展趋势来看,其走势却基本呈现出明显的下降态势。整体来看,不同行业之间全要素生产率的差异和走势基本符合我们的经济直觉。即从数据的直观值来看,房地产、金融等具有较强“势力”的行业依靠强大的“虹吸效应”,吸纳了较多的生产要素资源,和公共管理与社会组织等行业相比,其技术进步程度明显偏高。而居民服务业、批发和零售业、文化体育和娱乐业、住宿和餐饮业、信息传输、计算机服务和软件业等由于市场化的程度较高,市场力量在行业发展中占据着主导地位,从而也具有较高的技术进步率。但在市场化程度不高或者是开放程度较低的部分行业,如教育业、水利、环境和公共设施服务业、公共管理和社会组织等行业,其技术进步率明显偏低。但值得欣喜的是,随着中国外向型经济发展水平的不断提升和市场经济的进一步发展,这些行业的全要素生产率基本都呈现出了明显的增长趋势(表 1)。

### (三) 各省区市的服务业全要素生产率

在计算过程中,产出数据采用的是 2007—2016 年各省区市第三产业增加值;而资本要素投入采用的是按行业分全社会固定资产投资数据(单位:亿元)。劳动投入要素采用的是各省区市同期按行业分城镇单位就业人员数(单位:万人),具体计算过程中,我们分别根据全社会固定资产投资和城镇单位就业人员总数,分别减去了农林牧渔、采矿业、制造业、电力燃气及水的生产等行业的相应数据,最终得到了服务业的就业和投资数据。<sup>②</sup>为了平滑数据的波动,我们对其进行了对数处理。

如表 2 所示。先从均值来看,2007—2016 年期间,排名最高的是上海。此外,位于东部和南部沿海地

① 陆旸:《中国全要素生产率变化趋势》,《中国金融》2016 年第 20 期。

② 由于服务业细分行业城镇单位就业人数自 2008 年才开始统计,为保证后续回归样本的平衡性,我们根据 2008 年和 2009 年的数据进行了相应平减并取中位数而得。

区的江苏、浙江、福建、广东等地服务业全要素生产率都为正。排名靠后的三个省份是人口和农业大省河南、位于西部地区的四川和陕西。而从发展趋势来看,服务业全要素生产率为正的省区市中,上海、天津、江苏、浙江等地的增幅明显,在此期间服务业全要素生产率持续增长。但是宁夏、西藏、青海、海南等地的服务业全要素生产率均值虽然为正,但却呈现出了明显下降的趋势。

表 1 中国服务业各行业全要素生产率(2007—2016年)

行业	2007年	2008年	2010年	2012年	2014年	2016年
房地产业	0.7781	0.7773	0.8258	0.7527	0.5480	0.4761
公共管理和社会组织	-0.7577	-0.7057	-0.6698	-0.6094	-0.5870	-0.5773
交通运输、仓储及邮电通信业	-0.1768	-0.1338	-0.0829	-0.0230	-0.1370	-0.1756
教育业	-0.8354	-0.7788	-0.6900	-0.6134	-0.5830	-0.5691
金融业	0.2257	0.2518	0.3052	0.3506	0.4175	0.3413
居民服务和其他	0.0962	0.1617	0.1998	0.2865	0.2717	0.2396
科学研究、技术服务和地质勘查业	-0.0829	-0.0314	0.0010	0.0526	0.0344	-0.0028
批发和零售业	0.1464	0.2304	0.3343	0.2597	0.1881	0.1558
水利、环境和公共设施管理业	-0.3531	-0.3020	-0.2701	-0.1985	-0.1761	-0.2173
卫生、社会保障和社会福利业	-0.4760	-0.4307	-0.3892	-0.3118	-0.2975	-0.3190
文化、体育和娱乐业	0.0206	0.0658	0.1182	0.2153	0.2495	0.2301
信息传输、计算机服务和软件业	0.1472	0.1904	0.1944	0.2408	0.1836	0.1414
住宿和餐饮业	0.3242	0.3695	0.3724	0.2844	0.2859	0.3277
租赁和商务服务	-0.2388	-0.1967	-0.1791	-0.0292	-0.0914	-0.1680

资料来源:作者计算。

表 2 中国各省区市服务业全要素生产率(2007—2016年)

省区市	2007年	2008年	2009年	2012年	2014年	2016年	均值
上海市	0.1873	0.2326	0.2528	0.2935	0.2068	0.2695	0.2456
天津市	0.1805	0.2062	0.2129	0.2439	0.2603	0.2727	0.2397
宁夏	0.1977	0.2536	0.2583	0.2576	0.1969	0.2240	0.2371
西藏	0.1848	0.2449	0.2394	0.2413	0.1861	0.1365	0.2091
青海省	0.1704	0.2217	0.1583	0.1031	0.1323	0.1426	0.1513
江苏省	0.0587	0.1004	0.1045	0.1755	0.0883	0.1582	0.1207
海南省	0.1304	0.1452	0.1037	0.1087	0.0781	0.0710	0.1004
内蒙古	0.0232	0.1012	0.0867	0.1269	0.0887	0.1349	0.0975
福建省	0.0562	0.0910	0.1007	0.0665	0.0101	0.0388	0.0575
浙江省	0.0386	0.0893	0.0674	0.0385	0.0308	0.0582	0.0567
广东省	0.0408	0.0720	0.0589	0.0654	0.0060	0.0379	0.0431
吉林省	-0.0558	-0.0319	-0.0329	0.0301	0.0593	0.0897	0.0205
北京市	-0.0844	-0.0017	-0.0433	0.0148	0.0401	0.0686	0.0044
黑龙江省	-0.0675	-0.0472	-0.0639	0.0012	0.0558	0.1210	0.0040
重庆市	-0.0866	-0.0557	-0.0598	-0.0196	-0.0082	0.0325	-0.0302
山东省	-0.0662	-0.0559	-0.0757	-0.0093	-0.0158	0.0279	-0.0311
辽宁省	-0.0912	-0.0884	-0.0888	-0.0860	-0.0542	0.2179	-0.0410
江西省	-0.1193	-0.0645	-0.0893	-0.0101	-0.0425	0.0066	-0.0478
新疆	-0.0271	-0.0228	-0.0411	-0.0478	-0.0666	-0.0877	-0.0494
湖南省	-0.0891	-0.0530	-0.0839	-0.0564	-0.0422	-0.0051	-0.0527
甘肃省	-0.0384	-0.0249	-0.0465	-0.0262	-0.0803	-0.0877	-0.0547
山西省	-0.0470	-0.0190	-0.1250	-0.0593	-0.0797	-0.0007	-0.0606
湖北省	-0.0839	-0.0572	-0.0898	-0.0690	-0.0623	-0.0563	-0.0676
贵州省	-0.0465	0.0145	-0.0257	-0.0704	-0.1521	-0.1504	-0.0760

续表 2 中国各省区市服务业全要素生产率 (2007—2016 年)

省区市	2007年	2008年	2009年	2012年	2014年	2016年	均值
河北省	-0.0962	-0.0822	-0.1250	-0.0912	-0.1165	-0.0705	-0.1012
广西	-0.1106	-0.0880	-0.1258	-0.1070	-0.1032	-0.0971	-0.1116
安徽省	-0.1363	-0.1293	-0.1549	-0.1247	-0.1378	-0.0630	-0.1236
云南省	-0.1583	-0.1191	-0.1534	-0.1241	-0.1659	-0.1692	-0.1462
陕西省	-0.1947	-0.1570	-0.1761	-0.1710	-0.2200	-0.1843	-0.1849
四川省	-0.1781	-0.1494	-0.2241	-0.1665	-0.2216	-0.1371	-0.1851
河南省	-0.2645	-0.2574	-0.2800	-0.2109	-0.1855	-0.1743	-0.2239

资料来源：作者计算。

从中国四大经济区域的服务业全要素生产率发展趋势来看。如图 1 所示，自 2007 年以来，除了西部地区表现出下降趋势以外，中国东部、中部和东北地区的服务业全要素生产率都呈现出明显的递增态势。其中，发展质量最高的是东部地区，其均值数一直处于横轴上方。中部地区的服务业虽然配置效率有待提升，但其自 2007 年以来，增长态势非常明显。而表现最为抢眼的是东北地区，在 2007—2016 年期间，其服务业全要素生产率一路跃升，在 2014 年实现了“由负转正”，这也从一个侧面验证了中央实施东北振兴战略带来的良好成效。<sup>①</sup>说明东北地区经济发展可持续不断增强，内生动力逐步夯实和整体竞争力稳重有升的趋势已十分明显。但值得注意的西部地区的服务业全要素生产率，自 2011 年以来，下降态势明显，并且在 2013 年“由正转负”。这说明中国西部地区的服务业技术进步率偏低，服务业发展缺乏内生动力，整体发展水平不理想。

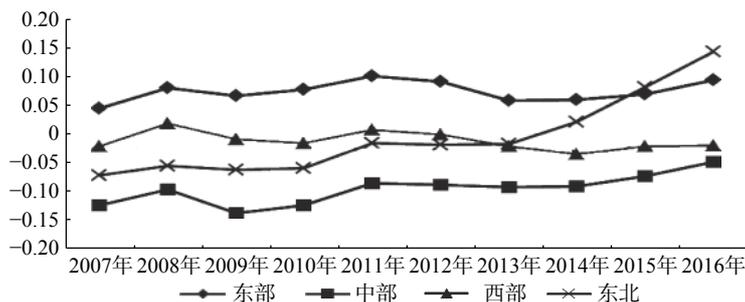


图 1 中国四大经济区域服务业全要素生产率的对比<sup>②</sup>

资料来源：作者计算。

#### 四、实证分析

为了探究服务业全要素生产率的影响因素，我们构建以下模型：

$$TFP_{pt} = \alpha_0 + \beta city_{pt} + \gamma service_{pt} + \delta market_{pt} + \epsilon trade_{pt} + \zeta birth_{pt} + \eta \quad (7)$$

其中， $TFP_{pt}$  为  $p$  省（区、市）在  $t$  年的全要素生产率； $city_{pt}$  表示城市化率，和刘赛红等<sup>③</sup>的方法相同，我们用城镇人口在总人口中的比重表示； $service_{pt}$  为服务业规模变量，和易信等<sup>④</sup>在研究产业结构中的方

① 东北振兴战略最早提出是在 2004 年，党的十八大以来，党中央作出了实施新一轮东北振兴战略的决策部署，《关于全面振兴东北地区等老工业基地的若干意见》《关于深入推进实施新一轮东北振兴战略 加快推动东北地区经济企稳向好若干重要举措的意见》和《东北振兴“十三五”规划》等纲领性文件相继出台。在一系列利好政策刺激下，东北地区在完善体制机制、推进结构调整、鼓励创新创业、保障和改善民生等方面取得了重要的阶段性进展。

② 为科学反映中国不同区域的社会经济发展状况，根据《中共中央、国务院关于促进中部地区崛起的若干意见》《国务院发布关于西部大开发若干政策措施的实施意见》以及党的十六大报告的精神，2011 年 6 月 13 日，国家统计局公布了中国东部、中部、西部和东北四大地区经济区域。东部包括：北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部包括：山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南；西部包括：内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆；东北包括：辽宁、吉林和黑龙江。

③ 刘赛红、朱建：《金融发展、城镇化与城乡居民收入差距关系实证》，《经济地理》2017 年第 8 期。

④ 易信、刘凤良：《金融发展与产业结构转型——理论及基于跨国面板数据的实证研究》，《数量经济技术经济研究》2018 年第 6 期。

法相同,我们用各省区市服务业增加值在 GDP 中的占比来表示; $ownship_{pt}$  为衡量市场化程度的变量,考虑到服务业数据的可得性,和前期研究主要采用企业不同所有制属性的数据<sup>①</sup>不同,我们采用的方法为 1 减去城镇单位就业人员工资总额中来自国有城镇单位就业人员工资总额的占比,用来探究产权制度变革及市场化的改革对服务业全要素生产率的影响; $trade_{pt}$  表示某省(区、市)在  $t$  年的对外贸易依存度,和李昕等<sup>②</sup>的研究相同,以进出口总额占 GDP 的比重来表示,其中进出口数据为美元,我们根据 2007—2016 年的平均汇率进行了换算,用来反映外向型经济发展水平对服务业全要素生产率的影响。各变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 各变量描述性统计

变量	涵义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
TFP	全要素生产率	310	-1.89e-07	0.1314	-0.2800	0.2955
city	城市化率	310	0.5259	0.1433	0.2145	0.8961
service	服务业规模	310	0.4281	0.0911	0.2830	0.8023
market	市场化程度	310	0.4606	0.1650	0.0240	0.8484
trade	贸易依存度	310	0.3016	0.3643	0.0321	1.7215
birth	人口出生率	310	1.1395	0.1314	-0.2800	0.2955

注:作者计算。

相关回归结果如表 4 所示。可以看出,在逐渐引入变量回归的过程中,城市化率对服务业全要素生产率的影响为正,城市化率每提高 1 个百分点,服务业全要素生产率将提高 12.5 个百分点。与此类似,服务业发展水平对服务业全要素生产率的提升也同样为正,并且其影响系数在 1% 的水平上显著。此外,衡量一个地区贸易发展水平的指标—贸易依存度以及人口指标—出生率,都对服务业全要素生产率存在积极的影响,这一发现,和王志刚、龚六堂等<sup>③</sup>在采用超越对数生产函数的随机前沿模型中得出的出口占 GDP 的比重、初始人力资本对生产效率有正面影响的结论不谋而合。

表 4 服务业全要素生产率影响因素回归分析一览表

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
$city_{pt}$	0.125** (0.041)		0.022 (0.829)			0.0169 (0.873)
$service_{pt}$		0.394*** (0.000)	0.557*** (0.000)	0.568*** (0.000)	0.567*** (0.000)	0.5639*** (0.000)
$market_{pt}$			-0.119*** (0.010)	-0.110*** (0.000)	-0.110*** (0.001)	-0.1158** (0.013)
$trade_{pt}$				0.009 (0.714)	0.009 (0.920)	0.0081 (0.736)
$birth_{pt}$					0.003 (0.467)	0.0027 (0.934)
常数C	-0.066** (0.041)	-0.169*** (0.000)	-0.196*** (0.000)	-0.195*** (0.000)	-0.198*** (0.000)	-0.203*** (0.000)
$R^2$	0.1943	0.1973	0.1983	0.1935	0.1929	0.2033
F值	4.23 (0.041)	44.58 (0.000)	19.70 (0.000)	19.74 (0.000)	14.75 (0.000)	11.77 (0.000)
Obs	310	310	310	310	310	310

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的置信区间内显著。

值得注意的是,衡量市场化程度的变量对服务业全要素生产率的影响为负,这在一定程度上和我们的经济直觉相悖。造成这一现象的两个可能原因是:(1)我们在市场化程度的指标采集上存在缺陷;<sup>④</sup>(2)也有可能隐含着另一层深刻的制度因素,即国有企业对生产资源的垄断和排他在一定程度上挤占了民

① 高山行、肖振鑫、高宇:《企业制度资本对新产品开发的影响研究——市场化程度与竞争强度的调节作用》,《管理评论》2018年第9期。

② 李昕、徐滇庆:《中国外贸依存度和失衡度的重新估算——全球生产链中的增加值贸易》,《中国社会科学》2013年第1期。

③ 王志刚、龚六堂、陈玉宇:《地区间生产效率与全要素生产率增长率分解(1978—2003)》,《中国社会科学》2006年第2期。

④ 颜鹏飞、王兵以名义国有工业总产值占工业总产值的比重来表示国有率,但是他们没有给出具体的回归结果。参见颜鹏飞、王兵:《技术效率、技术进步与生产率增长:基于DEA的实证分析》,《经济研究》2004年第12期。

营经济的生存空间，体制机制的不健全，使得市场经济在促进服务业全要素生产率提升方面的作用没有得到完全发挥。这一发现，也从侧面说明了大力鼓励支持民营经济发展，稳步推进国企混合所有制改革，逐步完善市场化进程对提升服务业全要素生产率的重要性。

为了解决模型中可能存在的内生性问题，我们进一步采用 GMM 的方法进行估计，模型 (7) 扩展为：

$$TFP_{pt} = \alpha_0 + \beta TFP_{p,t-1} + \gamma city_{pt} + \delta service_{pt} + \epsilon ownship_{pt} + \zeta trade_{pt} + \eta birth_{pt} + \theta$$

其中， $TFP_{p,t-1}$  表示滞后一期的全要素生产率，其他变量含义同模型 (7)。

值得指出的是，由于差分 GMM 可能存在的忽略非观测截面样本个体效应及工具变量弱有效的缺陷，系统 GMM 逐渐成为在采用广义矩估计进行检验的首选，和普通最小二乘回归 (OLS) 以及面板固定效应 (FE)、面板随机效应 (RE) 等方法相比，系统 GMM 估计能够有效解决动态面板模型内生性问题，确保估计参数的有效性和一致性。<sup>①</sup> 与赵若瑾和杨永聪等在研究类似问题上的方法相同<sup>②</sup>，本文最后给出的回归结果即为系统 GMM 的方法。

根据系统 GMM 回归的相关规则，最终回归结果需满足 Arellano-Bond AR (1) 和 Arellano-Bond AR (2) 检验不存在一阶序列相关或二阶序列相关。同时，还需对工具变量的有效性进行检验，即 Sargan 统计值。相关回归结果及检验值如表 5 所示。

表 5 SYS-GMM 回归结果分析

	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)
$TFP_{p,t-1}$	0.8629*** (0.000)	0.8759*** (0.000)	0.7497*** (0.000)	0.7408*** (0.000)	0.6619*** (0.000)
$city_{pt}$	0.1709*** (0.013)	0.2194*** (0.011)	0.5318*** (0.000)	0.5237*** (0.000)	0.7369*** (0.000)
$service_{pt}$		-0.1129* (0.099)	-0.1013 (0.541)	-0.0963 (0.582)	-0.1246 (0.619)
$market_{pt}$			-0.1919*** (0.003)	-0.1891*** (0.008)	-0.2540*** (0.000)
$trade_{pt}$				0.0072 (0.188)	0.0147 (0.128)
$birth_{pt}$					0.0583 (0.331)
常数C	-0.0856** (0.026)	-0.0627* (0.099)	-0.1437** (0.032)	-0.1450** (0.028)	-0.2844*** (0.010)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
AR (1)	-3.26 (0.001)	-3.14 (0.002)	-2.72 (0.007)	-3.24 (0.001)	-3.01 (0.003)
AR (2)	-3.28 (0.111)	-3.09 (0.122)	-2.38 (0.117)	-2.39 (0.173)	-1.36 (0.175)
Sargan值	140.37 (0.100)	133.81 (0.109)	118.15 (0.110)	119.89 (0.110)	116.48 (0.100)
Obs	279	279	279	279	279

注：(1) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信区间内显著；(2) 系统 GMM 估计采用了“两步法” (two-step)。

不难看出。在动态面板中，无论加入何种变量，城市化率对服务业全要素生产率的影响为正并且显著，这说明稳步提升城市化发展水平，是提升服务业全要素生产率的重要途径。和公式 (7) 的回归结果相同，贸易水平和人口出生率，对服务业全要素生产率的影响也同样为正。同时，衡量市场化程度的变量也没有对服务业全要素生产率产生积极的影响。值得注意的是，和静态面板回归结果不同，服务业的发展水平对服务业全要素生产率的影响为负，这在一定程度上提示我们，以数量扩张为主的发展模式，在资源要素约束趋紧的背景下，已越来越难以适应新的发展环境。服务业的高质量发展已迫在眉睫。

## 五、结论与政策建议

经过上述研究分析，本文得出如下结论：

第一，在服务业内部，房地产业、金融业、计算机服务和软件业、文体娱乐业、批发和零售业、住宿

① Blundell R. Bond S. “GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions,” *Econometric Reviews*, 2007(3), pp. 321-340.

② 赵若瑾：《我国服务业生产率测度及其影响因素研究——基于省际面板数据的实证分析》，《国际经贸探索》2017年第6期；杨永聪、李正辉：《经济政策不确定性驱动了中国 OFDI 的增长吗——基于动态面板数据的系统 GMM 估计》，《国际贸易问题》2018年第3期。

餐饮业等行业的技术进步率较高（全要素生产率基本为正）；与此相反，公共管理和社会组织、教育业、科学研究、技术服务和地质勘查业以及卫生、社会保障和社会福利业等行业的技术进步率较低（全要素生产率基本为负）。这在一定程度上符合我们的经济直觉，即房地产、金融等行业由于其较高的增加值，吸引了大批的生产要素资源，助推了其较高的技术进步率；而文体娱乐、批发零售和住宿餐饮，由于旺盛的市场需求和完全是市场竞争，也导致了其较高的技术进步率。相比之下，服务业内部技术进步率较低的行业集中于科学研究、教育、卫生、社会保障和社会福利等行业，从这些行业构成来看，大多是属于财政拨款或者是公益事业比较集中的单位，其市场化程度低，开放水平不高，因此导致了较低的技术进步率。

第二，在各省区市之间，以北京、上海、江苏、浙江、福建和广东为代表的东部沿海地区服务业全要素生产率均值，要明显高于中部和西部地区。就服务业内部的技术进步率而言，东部地区最高，西部和东北地区居中，而中部地区最低。这一方面说明了东部地区的服务业发展水平、营商环境和发展潜力高于全国水平；另一方面，也说明了中西部地区在经济结构、产业定位、人口规模等方面存在的客观差异依然存在。就服务业发展来说，中国不同区域之间的异质性特征还是非常明显的。

第三，从增长趋势来看，在 2007—2016 年期间，中国服务业全要素生产率整体呈现出明显的递增态势，但这一增长态势存在地区差异性。具体来说，在中国的四大经济区域中，东部和中部地区呈现出明显的递增态势，而西部地区下降趋势明显。表现最为抢眼的是东北地区，其服务业全要素生产率均值在 2014 年转正后迅速增长，并在 2016 年达到了四大经济区域的均值最高值，甚至高出东部地区 0.05 个点。

第四，就影响因素而言，城市化率、对外贸易依存度和人口出生率，都会对服务业全要素生产率产生积极的影响。无论加入何种变量，市场化发展水平对服务业全要素生产率的提升作用都不显著。此外，在引入动态面板后，服务业规模对全要素生产率的提升作用不明显，两者呈现出负相关关系。

同时，也提出以下政策建议：

一是大力促进服务业“提质增效”。服务业发展水平、发展阶段和发展质量，是决定服务业发展效益的重要指标。单纯的规模增长，并不能带来全要素生产率的提升，即资源配置效应的改善。因此，着力深化改革，优化环境，通过进一步扩大服务业开放，培育新的动能，才是提升服务业资源配置效应的重要途径。

二是稳步提升城市化发展水平。加快城市化发展步伐，把提升城市化发展水平和“美丽乡村”建设有机结合起来，放宽农民工进城落户限制，把农民工的医疗、子女入学等纳入基本公共服务范畴。形成一批以大城市为核心，以中小城市为单元，依托发达交通组成的高度联系的城市群。最终通过城市化发展水平的提升，改善服务业技术进步率。

三是努力保持外贸平稳健康发展。发展对外贸易是提升服务业技术进步率的重要途径，尤其是在经济全球化和全球价值链已深度发展的今天。坚定地支持多边自由贸易，捍卫国际贸易的基本规则，通过扩大开放，有效利用国际国内两个市场、两种资源，在开放竞争中提高服务业发展水平，继而提升服务业全要素生产率。

四是制定切实有效的人口政策。人口作为重要的生产要素资源，是提升服务业全要素生产率的重要变量。当前中国较低的生育率已引起了不少学者的关注。因此，尽快根据中国经济社会发展需要，对当前的人口政策进行科学评估。在逐步改善员工产休假、子女入学等多种配套政策保障的基础上，出台符合实际的鼓励生育政策，同样是提升服务业技术进步率的可行路径。

（本文为国家社科基金重大项目“扩大我国服务业对外开放的路径与战略研究”（14ZDA084）的阶段性成果）

（责任编辑：沈敏）

（下转第 77 页）