

服务业全要素生产率增长动力来源： 基于服务出口增长的三元边际

胡宗彪¹, 朱明进¹, 张韵杨²

(1.中南财经政法大学 工商管理学院,湖北 武汉 430073;2.长沙理工大学 审计处,湖南 长沙 410114)

摘要:采用39个经济体服务业17个细分行业相关数据,考察了服务出口增长的三元边际对服务业全要素生产率增长的影响差异。研究跨国样本和中国样本发现,服务业全要素生产率增长的动力来源是服务出口增长的种类扩展边际而非数量集约边际和技术集约边际,中国服务出口增长的种类扩展边际对服务业全要素生产率增长的促进效应远高于跨国样本;无论是高收入经济体还是中等收入经济体,服务出口增长的数量集约边际和技术集约边际对服务业全要素生产率增长的促进效应不显著,中等收入经济体的种类扩展边际显著促进服务业全要素生产率增长。研究结论为全球经济体提供了通过服务出口增长,促进服务业全要素生产率增长的路径,为服务贸易相关政策制定提供了经验证据。

关键词:服务出口增长;三元边际;数量集约边际;技术集约边际;种类扩展边际;全要素生产率;服务业
[中图分类号]F062.4;F740 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2022)05-0049-18
DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2022.05.006

The Driving-Force Sources of Total Factors Productivity Growth in Service Industry: Based on the Ternary Margin of Service Export Growth

Hu Zongbiao¹, Zhu Mingjin¹, Zhang Yunyang²

(1.School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei 430073, China;
2.Audit Office of Changsha University of Science & Technology, Changsha, Hunan 410114, China)

Abstract:Based on the data of 17 sub-sectors out of 39 economic entities in service industry, this paper examines the impact difference of the ternary margin of service export growth on the total factors productivity growth in service industry. By studying transnational samples and Chinese samples, it is found that the driving-force sources of the total factors productivity growth in service industry is the category-expansion margin of service exports rather than the quantity-intensive margin and the technology-intensive margin, and that the promotion effect of category-expansion margin of China's service exports on the total factors productivity growth in service industry is much higher than that of transnational samples; whether it is a high-income or a middle-income economy, the quantitative-intensive margin and technology-intensive margin of service exports have no significant effect on the total factors productivity growth of service industry. The category-expansion margin of the middle-income economy significantly promotes the total factors productivity growth of service industry. The research conclusions provide a path for global economic entities to pro-

收稿日期:2022-06-21

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71503273);教育部人文社会科学研究青年基金项目(21YJC790051)

作者简介:胡宗彪(1984—),男,副教授,硕士生导师,主要从事对外开放与服务业发展研究;

朱明进(1992—),男,硕士研究生,研究方向为对外开放与服务业发展;

张韵杨(1980—),女,会计师,主要从事财务管理、内部控制研究。

mote the growth of total factors productivity in service industry through increasing service exports, and offer empirical evidences for formulating service trade-related policies.

Key words: service export growth; ternary margin; quantity-intensive margin; technology-intensive margin; category-expansion margin; total factors productivity; service industry

一、引言

随着人均国民收入的提高,服务业在国民经济发展中的“黏合剂”功能逐步提升,对构建现代化经济体系和促进经济高质量发展的助推作用也日益凸显。《中华人民共和国 2021 年国民经济和社会发展统计公报》显示,中国全年服务业增加值同比增长 8.2%,占国内生产总值的比重达到 53.3%,高出第二产业 13.9 个百分点,^①表明在双循环新发展格局下,服务业将成为新时代中国经济增长的新动力。根据世界银行网站公布的最新统计数据,2020 年,全球服务业增加值占 GDP 比重的平均水平达到 65.7%,其中,高等收入经济体和中等收入经济体分别为 71.8%和 53.9%,^②表明中国服务业发展空间巨大。然而,与提高服务业增加值占国内生产总值的比重相比,如何进一步提升中国服务业全要素生产率(TFP)更为重要。因为根据内生经济增长理论,国家(地区)之间的总体经济增长差异或 TFP 增长差异一定程度上受到服务业 TFP 状况的影响^[1-2]。遗憾的是,中国服务业粗放型发展特点比较明显,与制造业 TFP 增长相比,服务业 TFP 增长是滞后的^[3-4],故通过 TFP 增长促进服务业增长存在很大空间。在某种意义上,服务业 TFP 能否持续增长成为了服务业能否持续增长的长期影响因素^[5]。党的十九大报告明确提出,要“以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。那么,TFP 作为供给侧结构性改革的重心^[6],其总体的增长必然离不开服务业 TFP 的增长。

基于此,本文研究的关键问题是如何促进中国服务业 TFP 增长,以及中国服务业 TFP 增长动力来源与全球其他经济体是否存在一致

性?区别于已有文献,本文从出口增长的三元边际(ternary margin)——数量集约边际、技术集约边际和种类扩展边际视角研究服务业 TFP 增长的动力来源,其主要原因如下:一是从现实情况看,中国服务贸易长期逆差,国际竞争力较弱,成为制约中国对外贸易发展的重要因素之一。《国务院关于加强发展服务业的若干意见》(国发〔2007〕7 号)明确指出,要着力提高服务业对外开放水平。“十四五”规划进一步强调要有序扩大服务业对外开放。党的十九大报告也提出,要推动形成全面开放新格局,推进贸易强国建设。由此可见,要有序扩大服务业对外开放、推进贸易强国建设,服务出口无疑是重要一环。二是从理论层面看,已有文献从不同角度讨论了服务业 TFP 增长的动力来源或影响因素,其中就包括服务贸易。但相关研究显示,服务出口和服务进口对服务业 TFP 的作用存在差异,在中国服务业 TFP 增长过程中,不是服务出口,而是服务进口发挥了显著的促进作用^[7]。然而,内生经济增长理论认为,出口多元化(种类扩展边际)可以通过增加研发投入和技术创新,丰富出口产品种类,促进出口产品质量提升,进而有利于生产率提高。异质性企业贸易理论也认为,出口种类扩展边际存在生产率提升效应^[8]。

目前,相关文献主要集中在两个方面。一是从国内因素和国际因素视角研究服务业生产率增长的动力来源或影响因素。基于国内因素视角,Morrar 等分析了巴勒斯坦服务业生产率增长的主要动力,讨论了部门间异质性对服务业生产率增长的影响^[9]。此外,还有学者研究了服务业相对密集度^[10]、服务业创新^[11]、服务业监管^[2]等因素影响服务业生产率增长的机制和路径。从国际因素视角,主要讨论了国际服

务贸易成本、国际直接投资(FDI)、服务离岸外包和国际服务贸易等方面。在国际服务贸易成本方面,Miroudot等通过研究发现,服务贸易成本下降有助于促进服务业生产率提升^[12]。胡宗彪基于跨国样本的研究结论与Miroudot等一致,但基于中国样本的估计结果并不支持Miroudot等的研究结论^[12-13]。王恕立、滕泽伟和胡宗彪等的研究均表明,服务业跨国投资对服务业TFP存在显著为正的溢出效应^[14-15]。姚星等采用中国服务业细分行业数据的研究显示,服务离岸外包对服务业生产率不存在显著作用^[16]。胡宗彪等认为,在中国服务业生产率增长过程中,不是服务出口而是服务进口发挥了显著的促进作用^[7],表明服务进口和服务出口对服务业生产率的影响存在差异。

二是三元边际的相关研究,主要包括三元边际的定义、三元边际对出口增长的不同影响以及出口三元边际的影响因素等方面。关于三元边际的定义,目前学界没有统一。一般认为,三元边际是在包括集约边际(intensive margin)和扩展边际(extensive margin)的二元边际(dual margin)基础上的拓展,是将二元边际中的集约边际进一步分解为三元边际中的数量边际和技术边际(或价格边际)^[17-20]。在三元边际对出口增长的影响方面,商品贸易层面的研究大多是采用货物贸易数据,在测度商品出口三元边际基础上分析影响出口增长的主要因素。由于服务贸易领域的微观数据难以获得,学界只能从行业层面测度服务出口的三元边际及其对出口增长的影响,且相关文献有限。按照异质性企业贸易理论,集约边际和扩展边际共同推动了一个国家或地区的出口增长^[17]。Hummels等构建了贸易的三元框架,并从产品的广度、价格和数量三个方面分析了影响贸易大国形成的主要因素^[18]。戴翔通过研究发现,数量集约边际仍是中国服务业出口增长的主要路径^[19]。在出口三元边际的影响因素方面,刘瑶等分析了影响中国ICT产品出口三元边际增长的关键因素^[20]。事实上,由于不同贸易边际所隐含

的福利和政策存在较大差异^[8],故基于出口增长的三元边际研究服务业TFP增长的动力来源具有坚实的微观基础。

现有研究发现了服务进口与服务出口对服务业TFP的影响不同,不是服务业出口增长而是服务进口增长对服务业TFP增长存在促进效应,其可能原因是服务出口增长的不同边际对服务业TFP的影响存在差异。文献查新结果显示,目前尚未查到将服务出口增长的三元边际作为服务业TFP增长动力来源的相关研究。因此,本文认为,有必要进一步拓展服务出口增长与服务业TFP增长的相关研究,即将服务出口增长分解为服务出口增长的三元边际——数量集约边际、技术集约边际和种类扩展边际,进而分析服务出口增长的三元边际对服务业TFP增长的异质性影响。

本文采用39个经济体服务业相关数据,考察了服务出口增长的三元边际对服务业全要素生产率增长的影响差异。本文的边际贡献在于:其一,拓展了三元边际的研究对象。目前,关于三元边际的研究成果主要在国际商品贸易领域,讨论服务贸易出口三元边际的文献相对有限,而基于服务出口增长的三元边际视角研究一个国家或地区的服务业TFP增长来源问题,对促进服务业可持续增长具有重要价值。其二,首次将服务出口增长的三元边际作为服务业TFP增长的可能动力来源开展研究。目前关于服务业TFP增长动力来源的研究,虽然有从服务出口整体视角切入,但仍未拓展到服务出口增长的边际层面,也忽略了服务出口增长的三元边际对服务业TFP增长的影响异质性。其三,根据经济体的不同收入组别开展异质性研究,同时基于中国样本和跨国样本开展比较分析。因此,本文在分析服务出口增长的三元边际对服务业TFP增长作用机制的基础上,实证检验服务出口增长的三元边际对服务业TFP增长的异质性影响,进而分别考察基于中国样本和跨国样本的估计结果,对比分析不同收入组别的异质性表现,最终为研究服务业

TFP 增长动力来源提供新的经验证据。

二、机制分析与研究假设

现有研究表明,服务出口企业与货物贸易企业一样,生产率更高的企业会自我选择进入国际市场,即“自我选择效应”得到经验证据支持,但引申出的“出口学习效应”存在较大争议^[21-23]。根据异质性企业贸易理论,国际贸易引致的资源再配置效应或“达尔文式”优胜劣汰机制,会促进行业生产率提升,在中国服务业生产率增长过程中,是服务进口而不是服务出口发挥了促进作用^[7]。本文认为,服务出口增长的不同边际对服务业 TFP 增长的作用机制可能存在差异,故应考虑将服务出口增长的三元边际作为服务业 TFP 增长的影响因子,并纳入同一研究框架。

(一)服务出口增长的种类扩展边际与服务业全要素生产率增长

服务出口增长的种类扩展边际是指服务出口产品所属的行业类别的相对多样性,反映一个国家服务出口的多元化程度。种类扩展边际对服务业 TFP 增长的作用机制主要体现在以下两方面。

其一,服务出口增长的种类扩展边际存在“出口中学效应”和“干中学效应”。“出口中学效应”是服务企业通过出口进入国际市场,激烈的市场竞争迫使企业向掌握核心竞争力的企业学习,不断降低生产成本和提升 TFP 水平以取得市场竞争优势。竞争效应、技术溢出效应和要素再配置效应是其主要的作用机制。“干中学效应”是服务企业在多产品重复生产过程中,可以积累经验和知识,不断创新,并出现范围经济,进而有助于服务企业 TFP 增长。内生经济增长理论也认为,出口多元化可以通过增加研发投入和技术创新,丰富出口产品种类,促进出口产品质量提升,进而有利于 TFP 增长。

其二,服务出口增长的种类扩展边际不仅能产生“多元组合效应”以规避风险,而且还具有“成本发现”和“需求发现”两大功能,这些均

有利于服务业要素配置效率的优化,促进服务业边际生产成本降低。“多元组合效应”是服务企业通过出口多元化,可以避免出口单个服务产品因外部市场变化受到的冲击,防止服务出口的阶段性波动,有利于服务业 TFP 增长。“成本发现”功能是服务出口企业可以突破国内市场束缚,通过接触更广阔的国际市场来重新认识自身优势,而提供多元化的出口服务可能有助于企业改善服务出口成本结构,从而优化资源配置。“需求发现”功能是服务出口企业在提供多元化的出口服务过程中,可能有助于发现国际市场中的潜在需求,使得行业内企业纷纷效仿并开发类似功能的服务,一定程度上会促进行业的创新和竞争,进而有利于成本降低和 TFP 增长。

据此,本文提出假设 H1:服务出口增长的种类扩展边际可以通过“出口中学效应”“干中学效应”“多元组合效应”,通过“成本发现”和“需求发现”功能,优化资源配置、促进竞争和规避风险,进而促进服务业全要素生产率增长。

(二)服务出口增长的技术集约边际与服务业全要素生产率增长

服务出口增长的技术集约边际是指出口的某种服务产品在所属服务行业的相对技术含量,反映一国服务出口的相对技术水平。基于技术差距理论,本文认为技术集约边际对服务业 TFP 增长的作用机制主要是“赶超效应”和“天花板效应”。技术差距理论致力于探讨“技术后来者是否能够分享技术增长红利”这一命题,并形成了“赶超论”“累积论”和“新累积论”三种观点。较早系统研究技术差距的学者 Posner 就提出,伴随贸易规模的增加,贸易中隐含的技术示范效应会得到逐步增强,前沿技术最终被技术创新国家(地区)之外的其他经济体掌握,从而推动国际技术差距趋同^[24]。“赶超论”则认为,技术落后者可以通过引进外来技术与技术扩散实现赶超,继而带来技术后来者红利。因此,技术集约边际与服务业 TFP 增长成反向关系。

技术集约边际可能存在“天花板效应”。一

国的服务出口技术水平越高,在全球服务贸易中越可能成为单一的技术输出方,而服务出口技术水平与世界前沿技术水平差距越大,则更容易通过“出口中学效应”获得 TFP 增长。本文用一国服务出口的技术含量与世界服务出口的平均技术含量之比来衡量技术集约边际,体现一国服务出口的相对技术水平。因此,一国服务出口的相对技术水平越低,其在出口过程中的 TFP 增长效应就越明显;反之,TFP 增长过程中可能面临“天花板效应”,越难通过“出口中学效应”获得 TFP 增长。从此机制来看,技术集约边际与服务业 TFP 增长依然成反向关系。

据此,本文提出假设 H2:服务出口增长的技术集约边际可能带来“赶超效应”和“天花板效应”,越难以实现“出口中学效应”,进而对服务业全要素生产率增长产生抑制作用。

(三)服务出口增长的数量集约边际与服务业全要素生产率增长

服务出口增长的数量集约边际是指当期服务出口相对于前期而言在数量上的变化,反映出口技术和出口种类保持不变时,服务出口的数量扩张程度。数量集约边际对服务业 TFP 增长的影响可能是通过规模经济效应和扩张陷阱效应两个作用机制。

一是规模经济效应。一方面,服务企业出口后,面临着比国内更广阔的国际市场,更大的市场需求使得企业扩大生产规模,从而降低生产成本,由此产生内部规模经济。另一方面,为了降低成本,服务企业通过出口进入国际市场,一般倾向于选择生产要素密集的地方集聚,由此产生外部规模经济。由此可见,服务业出口增长的数量集约边际通过规模化生产和产业集聚,可以降低服务产品的平均成本,从而促进服务业 TFP 增长。

二是扩张陷阱效应。扩张陷阱效应表现为一旦服务出口企业盲目扩大生产规模,使得生产要素组合难以达到最优比例,反而引致企业进入规模不经济,造成资源浪费以及服务产品的平均成本不降反升,进而降低服务业全要素

生产率。因此,服务业出口增长的数量集约边际可能导致服务出口的粗放型增长并陷入“扩张陷阱”,进而抑制服务业生产率增长。

据此,本文提出假设 H3:服务出口增长的数量集约边际通过规模经济效应降低服务产品的平均成本,通过扩张陷阱效应使服务产品的平均成本不降反升,因此其对服务业全要素生产率增长的影响具有不确定性。

三、研究设计

(一)变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为服务业全要素生产率(TFP)。本文运用序列 DEA-Malmquist 生产率指数法测算服务业 TFP 指数^[3],即将服务业细分行业的服务产出、劳动投入和资本投入分别进行加总,得到一经济体服务业的总体产出、劳动投入和资本投入,进而运用序列 DEA-Malmquist 生产率指数法进行测算,具体计算公式如下:

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

其中,上标 t 表示时期,下标 o 表示距离函数是产出导向(output-orientated)的, d 是距离函数, x 和 y 分别表示投入向量和产出向量, M 是 TFP 指数。TFP 指数大于 1 表示相对于上一期,当期 TFP 是增长的,TFP 指数小于 1 表示当期 TFP 是下降的。同时,参考王恕立等的研究方法^{[15][25]},将 Malmquist 生产率指数转换为以 1995 年为基期的累积变化率形式,即 1995 年的 TFP 为 1,1996 年的 TFP 等于 1995 年的 TFP 乘以 1996 年 Malmquist 生产率指数,依此类推。服务业 TFP 测算需要的服务业产出、劳动投入和资本投入数据,具体处理过程如下。

(1) 服务业产出

服务业产出用服务业实际增加值衡量。各经济体服务业的 17 细分行业实际增加值以 1995 年不变价计,是采用增加值价格指数对名义增加值进行平减得到,其中 2010—2011 年各经济体服务业细分行业增加值价格指数缺失,故 2010—2011 年增加值价格指数采用 1995—2009 年的几何平均增长率估算得到。为了各经济体服务业实际增加值具有横向可比性,故根据本国货币对美元的年均汇率,将服务业实际增加值换算为以 1995 年不变价、以百万美元为单位表示。

(2) 劳动投入

理论上,劳动投入的衡量应考虑多个因素,如从业人数、劳动时间和劳动质量等,但由于数据的获取问题,目前用从业人数衡量劳动投入的研究居多。考虑到数据的质量问题,目前各经济体服务业细分行业的年末从业人数数据比较完整且无须进行估算处理,故本文以服务业年末从业人数作为劳动投入的基准指标。同时,社会经济账户(SEA)提供了相对全面的劳动投入时间数据,对于缺失的 2010—2011 年数据,可以通过已有的 1995—2009 年劳动投入时间的年均几何增长率估算得到,故本文同时将服务业从业人员全年劳动投入时间作为劳动投入的衡量指标,并应用于稳健性检验。

(3) 资本投入

资本投入用服务业实际固定资本存量衡量。社会经济账户(SEA)公布了各经济体服务业细分行业以 1995 年不变价、本国货币表示的实际固定资本存量数据,但部分国家存在缺失数据,缺失数据通过已有数据的年均几何增长率估算得到。各经济体服务业实际固定资本存量由各行业的实际固定资本存量加总得到,最后根据联合国贸易和发展会议(UNCTAD)数据库提供的本国货币对美元的年均汇率,将本国货币表示的数据全部转换为用美元表示。

本文以服务业年末从业人数衡量劳动投入时测算得到的生产率记为 $TFP1$,以服务业从

业人员全年劳动投入时间衡量劳动投入时测算得到的生产率记为 $TFP2$,以服务业年末从业人员的人均服务业增加值表示的劳动生产率为 LP 。本文用 $TFP1$ 进行基准回归, $TFP2$ 和 LP 用于稳健性检验。

2. 核心解释变量

核心解释变量为服务出口增长的三元边际,具体包括服务出口增长的种类扩展边际(ev)、技术集约边际(it)和数量集约边际(iq)。由于服务业企业层面数据难以获得,且考虑三元边际的可操作性,故本文借鉴了 Hummels 等的研究方法^[18],将服务出口增长的三元边际分解为种类扩展边际、数量集约边际和技术集约边际,具体分解参考戴翔、孔庆峰、金泽虎等将三元边际应用到服务贸易领域的做法^{[19][26-27]},从服务业细分行业层面进行定义和测度。

服务出口增长的种类扩展边际(ev)的计算公式为:

$$ev_j = \frac{\sum_{i=1}^n R_{ij}^2}{\left(\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n R_{ij}^2\right) / m} \quad (2)$$

其中,下标 j 表示经济体,下标 i 表示服务业行业, R_{ij} 表示 j 经济体服务业第 i 行业的出口额在 j 经济体服务业出口总额中的比重, $\sum_{i=1}^n R_{ij}^2$ 表示 j 经济体服务业出口的行业集中度,值越大,表明 j 国服务业出口的行业集中度越高,分母则表示世界服务业出口的平均行业集中度, m 表示样本经济体总数。

若种类扩展边际(ev)的数值越小,则表示该经济体服务出口的行业集中度较小,即该经济体服务出口相对种类的多元化水平较高;如果 ev 取值在 0 和 1 之间,表示该经济体服务出口相对种类的多元化水平高于世界平均水平,如果 $ev \geq 1$,则表示该经济体服务出口相对种类的多元化水平低于或等于世界平均水平。

服务出口增长的技术集约边际(it)根据公式(3)至公式(6)计算得到。

$$t_i = \sum_{j=1}^m \left\{ \frac{E_{ij}/E_j}{\sum_{j=1}^m (E_{ij}/E_j)} Y_j \right\} \quad (3)$$

$$t_j = \sum_{i=1}^n \left(\frac{E_{ij}}{E_j} \times t_i \right) \quad (4)$$

$$t_w = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n \left(\frac{E_{ij}}{E_j} \times t_i \right) \right\} \quad (5)$$

$$it_j = t_j / t_w \quad (6)$$

其中,下标 j 和 i 分别表示经济体和服务业行业, m 表示经济体数量, E_{ij} 和 E_j 分别表示 j 经济体服务业第 i 行业出口额和 j 经济体服务业出口总额, Y_j 表示 j 经济体的人均国内生产总值。 t_i 表示 i 服务业行业出口的技术含量, t_j 和 t_w 分别表示 j 经济体服务业出口的技术含量和世界服务业出口的平均技术含量, it 表示服务出口的相对技术含量水平,即技术集约边际。若 it 取值在 0 和 1 之间,表示该经济体服务出口的技术含量低于世界平均水平,若 $it \geq 1$,则表示该经济体服务出口的技术含量高于或等于世界平均水平。

服务出口数量集约边际 (iq) 的计算公式为:

$$iq_j = S_j / (ev_j \times it_j) \quad (7)$$

其中, S_j 表示 j 经济体服务出口贸易的市场份额,用一经济体服务出口总额与世界平均服务出口总额之比表示。当出口市场份额一定时,数量集约边际与种类扩展边际及技术集约边际成反比。

3. 控制变量

本文选取本地市场规模 (gdp)、城市化水平 ($urban$)、国际直接投资强度 (fdi)、人力资本 (hum)、资本密集度 (kl)、服务业对外开放水平 ($open$) 作为控制变量。第一,本地市场规模 (gdp)。本地市场规模扩大形成的规模经济效应,可能带来服务业生产率的提高,借鉴毛艳华等的方法^[28],采用以 2010 年不变价、美元计算得到的 GDP 衡量。第二,城市化水平 ($urban$)。城市化水平的提高有助于增强服务业集聚水平,提高市场交换的频率和效率,进而促进服务

业生产率增长,城市化水平 ($urban$) 用城镇人口占城市总人口的比重衡量。第三,国际直接投资强度 (fdi)。国际直接投资 (FDI) 具有技术溢出效应,能够提高东道国生产率,国际直接投资强度 (fdi) 采用外向 FDI 和内向 FDI 之和占 GDP 的比重衡量。第四,人力资本水平 (hum) 用服务业的高级技工劳动报酬占劳动报酬总额的比重衡量。首先,某服务行业高级技工劳动报酬 = 某服务行业高级技工劳动报酬占各服务行业劳动报酬总额的比重 \times 某服务行业劳动报酬总额;其次,服务业高级技工劳动报酬总额由各服务行业高级技工劳动报酬加总得到;最后,服务业人力资本水平 = 服务业高级技工劳动报酬总额 / 服务业劳动报酬总额。第五,资本密集度 (kl)。资本密集度对服务业总体技术效率存在促进作用^[29],资本密集度 (kl) 通过服务业资本存量除以服务业年末从业人数计算得到。第六,对外开放水平 ($open$) 用服务贸易进出口总额占本经济体 GDP 比重衡量。服务业对外开放水平越高,既表明服务业对外依赖程度越高,也反映该经济体服务业更可能利用全球服务贸易竞争中的“干中学效应”实现技术追赶。

(二) 数据来源及说明

本文的基础数据主要源于世界投入产出数据库 (WIOD)、世界银行世界发展指标 (WDI) 数据库及联合国贸易和发展会议 (UNCTAD) 数据库。其中,名义增加值、增加值价格指数、年末从业人数、劳动投入时间、人力资本和资本密集度的原始数据源于世界投入产出数据库 (WIOD) 的社会经济账户 (SEA),本地市场规模、城市化水平、国际直接投资强度和服务业对外开放水平的原始数据源于世界银行世界发展指标 (WDI) 数据库,各经济体货币对美元的年均汇率数据源于联合国贸易和发展会议 (UNCTAD) 数据库。

需要说明的是,由于服务业出口增长的种类扩展边际是基于行业层面进行测度,细分行业数量越多,种类扩展边际测度结果越准确。已有服务贸易领域的研究基本是利用联合国贸

易和发展会议(UNCTAD)数据库收录的各国(地区)服务贸易进出口数据对服务出口增长展开三元边际分解,该数据库中的服务业细分行业只有 11 个。而世界投入产出数据库(WIOD)中的行业划分依据是《国际标准产业分类》(ISIC/Rev3.0),服务业细分行业有 17 个,故本文根据具有更多细分行业的世界投入产出数据库(WIOD)对服务业出口增长的三元边际进行测度,WIOD 中的服务业细分行业分类如表 1 所示。

此外,虽然世界投入产出数据库(WIOD)中的样本经济体有 40 个,但中国台湾地区的控制变量数据不可获得,故最终选取除中国台湾地区以外的 39 个经济体作为本文的研究样本,39 个经济体具体代码及名称如表 2 所示。由于具有更多细分行业的 WIOD 公布的数据时间为 1995—2011 年,故本文研究样本的时间区间为 1995 年至 2011 年间的 17 年。值得注意的是,本文原始数据是“年份—行业—经济体”三维数据,但根据三元边际分解框架得到的三元边际数据为“年份—经济体”面板数据,故在

跨国样本估计中使用面板数据,而中国样本估计则使用时间序列数据。

表 1 WIOD 中的服务业细分行业分类

ISIC/Rev3.0 行业代码	WIOD 行业代码	WIOD 行业名称
50	c19	机动车辆和摩托车的销售、维修和 保养以及燃料零售
51	c20	批发贸易(机动车和摩托车除外)
52	c21	零售业(除机动车辆及摩托车外) 以及家庭用品修理
H	c22	酒店和餐馆
60	c23	内陆运输
61	c24	水路运输
62	c25	航空运输
63	c26	其他辅助和辅助运输活动以及旅行社活动
64	c27	邮电
J	c28	金融中介服务
70	c29	房地产活动
71t74	c30	租赁和其他业务活动
L	c31	公共行政和国防以及强制性社会保障
M	c32	教育
N	c33	健康与社会工作服务
O	c34	其他社区、社会和个人服务
P	c35	家政服务

表 2 WIOD 中的经济体代码及名称

经济体代码	经济体名称	经济体代码	经济体名称	经济体代码	经济体名称	经济体代码	经济体名称
AUS	澳大利亚	DNK	丹麦	IRL	爱尔兰	POL	波兰
AUT	奥地利	ESP	西班牙	ITA	意大利	PRT	葡萄牙
BEL	比利时	EST	爱沙尼亚	JPN	日本	ROM	罗马尼亚
BGR	保加利亚	FIN	芬兰	KOR	韩国	RUS	俄国
BRA	巴西	FRA	法国	LTU	立陶宛	SVK	斯洛伐克共和国
CAN	加拿大	GBR	英国	LUX	卢森堡	SVN	斯洛文尼亚
CHN	中国	GRC	希腊	LVA	拉脱维亚	SWE	瑞典
CYP	塞浦路斯	HUN	匈牙利	MEX	墨西哥	TUR	土耳其
CZE	捷克共和国	IDN	印度尼西亚	MLT	马耳他	USA	美国
DEU	德国	IND	印度	NLD	荷兰		

(三)基准计量模型设定

本文在机制分析基础上,为进一步深入考察服务出口增长的种类扩展边际、技术集约边际和数量集约边际对服务业全要素生产率的异质性影响,并考虑遗漏重要解释变量可能引起的内生性问题以及三元边际之间的交互作用对服务业

全要素生产率的影响,构建如下基准计量模型:

$$\begin{aligned}
 \ln TFP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln ev_{it} + \beta_2 \ln it_{it} + \beta_3 \ln iq_{it} + \\
 & \beta_4 \ln gdp_{it} + \beta_5 \ln urban_{it} + \beta_6 \ln hum_{it} + \beta_7 \ln kl_{it} + \\
 & \beta_8 \ln open_{it} + \beta_9 fdi_{it} + \beta_{10} (\ln ev_{it}) \times (\ln it_{it}) + \\
 & \beta_{11} (\ln ev_{it}) \times (\ln iq_{it}) + \beta_{12} (\ln it_{it}) \times (\ln iq_{it}) + \\
 & \mu_i + \lambda_t + e_{it}
 \end{aligned} \quad (8)$$

其中,下标 i 表示经济体, t 表示年份, TFP 表示样本经济体的服务业全要素生产率, ev 、 it 和 iq 分别表示服务出口增长的种类扩展边际、技术集约边际和数量集约边际, gdp 表示本地市场规模, $urban$ 表示城市化水平, hum 表示人力资本水平, kl 表示资本密集度, $open$ 表示对外开放水平, fdi 表示国际直接投资强度, u_i 表示国别固定效应(不随时间变化的国别差异特征), λ_t 表示时间固定效应(不随国别变化的时间趋势特征), e_{it} 表示随机扰动项。 β_0 表示截距项, β_1 至 β_{12} 分别表示相应变量对服务业全要素生产率的影响系数。由于 fdi 存在负数,为避免样本量减少,故基准计量模型中对 fdi 不进行对数化处理,其余变量均取自然对数,以期消除异方差和减少数据的波动。

考虑到变量间可能存在双向因果关系,本文采用 GMM 距离检验(又称 C 检验)与 Davidson 等提出的统计检验方法对上述计量模型进行内生性检验^[30-31]。鉴于在异方差条件下, GMM 比简单 IV 估计结果更有效,因此,当两种检验结果不一致时,以 GMM 距离检验结果为准。由于工具变量不易获得,本文将服务出口增长的三元边际、本地市场规模和对外开放水平的滞后一期和两期作为简单工具变量进行

GMM 估计。若不存在内生性问题,即在 5% 显著性水平上不能拒绝被检验变量是外生变量的原假设时,选择 OLS 估计方法;若存在内生性问题,考虑到异方差情形下 GMM 比单纯 IV 估计更有效,则选择 IV-GMM 估计方法。

四、实证结果分析

(一)变量描述性统计

各变量的描述性统计结果如表 3 所示。全部经济体 $TFP1$ 的均值为 1.025,表明服务业年均 TFP 增长 2.5%。全部经济体 $TFP2$ 的均值为 1.035,表明服务业年均 TFP 增长 3.5%, $TFP1$ 和 $TFP2$ 的中位数、标准差以及最小值、最大值的结果显示,两种方法得到的 TFP 分布基本一致。服务出口增长的种类扩展边际(ev)、技术集约边际(it)和数量集约边际(iq)的均值分别为 1.004、0.999 和 1.043,均高于相应的中位数 0.871、0.987 和 0.458,但标准差结果显示,数量集约边际(iq)的分布更分散,而技术集约边际(it)分布更集中。

(二)服务出口增长的三元边际与服务业全要素生产率:跨国证据

表 4 报告了跨国样本的估计结果,其中列

表 3 主要变量的描述性统计

变量名	样本量	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值
服务业全要素生产率 1($TFP1$)	663	1.025	1.000	0.181	0.551	2.088
服务业全要素生产率 2($TFP2$)	663	1.035	1.001	0.185	0.551	2.088
服务业劳动生产率(LP)	663	30.885	28.661	25.263	0.126	112.428
服务出口增长的种类扩展边际(ev)	663	1.004	0.871	0.486	0.516	3.340
服务出口增长的技术集约边际(it)	663	0.999	0.987	0.144	0.715	1.612
服务出口增长的数量集约边际(iq)	663	1.043	0.458	1.568	0.009	10.394
本地市场规模(gdp)	663	119.815	41.108	230.534	0.556	1 520.402
城市化水平($urban$)	663	0.709	0.734	0.144	0.266	0.977
国际直接投资强度(fdi)	663	0.121	0.045	0.448	-1.023	6.375
对外开放水平($open$)	663	0.430	0.357	0.264	0.077	1.582
资本密集度(kl)	663	0.133	0.114	0.113	0.001	0.465
人力资本水平(hum)	663	0.374	0.362	0.104	0.083	0.656

表 4 跨国样本的估计结果

	OLS 估计				IV-GMM 估计			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>LnTFP1</i>	<i>LnTFP1</i>	<i>LnTFP1</i>	<i>LnTFP1</i>	<i>LnTFP1</i>	<i>LnTFP1</i>	<i>LnTFP1</i>	<i>LnTFP1</i>
<i>Lnev</i>	-0.116*** (-4.26)	-0.117*** (-4.26)	-0.188*** (-4.84)	-0.183*** (-4.90)	-0.257*** (-6.00)	-0.262*** (-6.19)	-0.303*** (-5.22)	-0.318*** (-5.74)
<i>Lnit</i>	-0.318*** (-5.31)	-0.331*** (-5.96)	-0.273*** (-3.81)	-0.464*** (-8.85)	-0.395*** (-3.79)	-0.396*** (-3.45)	-0.318** (-2.48)	-0.326** (-2.08)
<i>Lniq</i>	-0.099*** (-3.07)	-0.100*** (-3.01)	-0.108*** (-3.29)	-0.112*** (-3.38)	-0.145*** (-5.18)	-0.149*** (-5.41)	-0.148*** (-5.32)	-0.155*** (-5.45)
<i>Lngdp</i>	0.480*** (8.63)	0.486*** (8.13)	0.493*** (8.38)	0.507*** (8.40)	0.510*** (7.84)	0.511*** (7.57)	0.500*** (7.32)	0.492*** (7.25)
<i>Lnurban</i>	0.431*** (3.13)	0.434*** (3.14)	0.384** (2.64)	0.387** (2.64)	0.172 (1.00)	0.170 (0.99)	0.103 (0.58)	0.107 (0.61)
<i>fdi</i>	0.020*** (2.74)	0.022*** (3.41)	0.022*** (3.32)	0.026*** (3.13)	0.016** (2.52)	0.017** (2.33)	0.017** (2.16)	0.018** (2.03)
<i>Lnopen</i>	0.020 (1.14)	0.018 (1.11)	0.021 (1.30)	0.021 (1.27)	0.114** (2.34)	0.113** (2.30)	0.111** (2.30)	0.113** (2.32)
<i>Lnkl</i>	0.002 (0.22)	-0.000 (-0.01)	0.000 (0.07)	0.005 (0.83)	0.004 (0.21)	0.003 (0.16)	0.002 (0.11)	0.006 (0.34)
<i>Lnhum</i>	-0.018 (-1.26)	-0.018 (-1.21)	-0.019 (-1.22)	-0.018 (-1.14)	0.037 (0.87)	0.038 (0.91)	0.040 (0.97)	0.041 (1.00)
<i>Lnev</i> × <i>Lnit</i>		-0.170 (-0.87)	-0.185 (-0.96)	-0.273 (-1.46)		-0.090 (-0.28)	-0.007 (-0.02)	0.069 (0.22)
<i>Lnev</i> × <i>Lniq</i>			-0.039** (-2.30)	-0.045*** (-2.78)			-0.031 (-1.01)	-0.039 (-1.19)
<i>Lnit</i> × <i>Lniq</i>				-0.108*** (-6.81)				-0.043 (-0.50)
<i>Constant</i>	-3.479*** (-5.17)	-3.514*** (-5.04)	-3.338*** (-4.63)	-3.377*** (-4.72)				
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	663	663	663	663	585	585	585	585
截面数	39	39	39	39	39	39	39	39
R^2	0.458	0.459	0.462	0.466	0.475	0.473	0.484	0.482
F	815.60	1 586	1 884	4 411	30.78	29.67	29.06	28.00
C 检验(P)	0.003 4	0.004 3	0.007 6	0.004 4				
D-M 检验(P)	0	0	0	0				

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%水平上显著,括号内为稳健标准误调整后的 t 值, R^2 为组内拟合优度。

(1)至列(4)是 OLS 估计结果,列(5)至列(8)是 IV-GMM 估计结果,列(1)和列(5)是同时引入三元边际的估计结果,列(2)至列(4)和列(6)至列(8)是分别在列(1)和列(5)基础上逐步引入种类扩展边际与技术集约边际交互项、种类扩展边际与数量集约边际交互项、技术集约边际与数量集约边际交互项的估计结果。列(1)至列(4)的内生性检验结果显示,无论是 C 检验还是 D-M 检验,均在 5%水平上拒绝被检验变量为外生变量的原假设,说明模型存在内生性问题,故采用 IV-GMM 估计方法。同时,引入全部解释变量的列(4)和列(8)中,核心解释变量的系数符号和显著性水平基本一致,故本文对列(8)结果进行分析。

表 4 列(8)显示,服务出口增长的种类扩展边际($Lnev$)的系数为-0.318 且在 1%的水平上显著,表示种类扩展边际($Lnev$)值下降(服务出口更加多元化)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)增长具有显著促进作用,研究假设 H1 得到验证。可能原因如下。其一,若一经济体种类扩展边际数值越小,表示该经济体服务出口的行业集中度在下降,该经济体服务出口相对种类的多元化水平在上升,使得服务业全要素生产率增长;反之,若一经济体种类扩展边际数值越大,表示该经济体服务出口相对种类的多元化水平在下降,出口种类相对集中,使得服务业全要素生产率下降。其二,如果各经济体仅凭服务业某行业的比较优势进行出口,出口种类相对集中可能使得服务出口环境相对单一,易产生出口受阻风险,且仅依赖某行业出口还可能带来“贫困化增长”现象。当一经济体服务出口种类单一且技术水平不高时,在全球服务贸易竞争中很可能被长期锁定在价值链低端,进而难以利用服务出口实现技术追赶;相反,出口种类扩展边际数值越小,更趋多元化的出口有利于通过“出口中学效应”“干中学效应”“多元组合效应”以及通过“成本发现”和“需求发现”功能,优化资源配置、促进竞争和规避风

险,进而促进服务业全要素生产率增长。

服务出口增长的技术集约边际($Lnit$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)存在负向影响,系数为-0.326,且在 5%的水平上显著,研究假设 H2 得到验证。服务出口增长的技术集约边际对服务业全要素生产率存在显著负向作用,表明一经济体服务出口技术水平相对于世界平均技术水平越高,技术集约边际对服务业全要素生产率增长存在一定抑制作用;反之,如果一经济体服务出口技术水平相对于世界平均技术水平越低,该经济体就越能通过服务出口来促进服务业全要素生产率增长。主要原因可能是,一经济体服务出口技术水平越高,其在服务出口过程中越可能面临“天花板效应”,越难以通过“出口中学效应”获得服务业全要素生产率增长;反之,一经济体服务出口的技术水平越低,其在服务出口过程中获得全要素生产率增长效应越明显。江波等通过研究发现,发达国家的生产性服务出口对服务业全要素生产率的影响为负且不显著^[32],其解释与本文基本一致。

服务出口增长的数量集约边际($Lniq$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)存在负向影响,系数为-0.155,且在 1%的水平上显著,可能原因如下。其一,虽然服务出口存在学习效应,但这种学习效应不会一直持续。张杰等基于中国工业企业数据的研究发现,出口学习效应可能不具有连续性^[33]。从长期来看,一经济体存在服务出口优势时,可能使得该经济体过度依赖这种优势,继而在服务出口中陷入“扩张陷阱”。另外,“出口中学效应”可能受服务产品无形性和生产消费同时性的约束,使得这种效应较小,进而对生产率的影响有限,甚至可能为负^[34]。其二,服务出口企业在出口过程中可能存在惰性,使得出口贸易增长对企业生产率不仅不会起到促进作用,反而还会有抑制作用^[35]。服务出口增长的三元边际交互项($Lnev \times Lnit$, $Lnev \times Lniq$, $Lnit \times Lniq$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)的影响均不显著,表明服务出口增长的三

元边际对服务业全要素生产率的影响均通过自身实现,一种出口边际对服务业全要素生产率的影响并不依赖于另一种出口边际。

控制变量中,本地市场规模($Lngdp$)、国际直接投资强度(fdi)和对外开放水平($Lnopen$)的系数分别为 0.492、0.018 和 0.113,且分别在 1%、5% 和 5% 的水平上对服务业全要素生产率($LnTFP1$)产生显著的正向作用,说明经济增长的内需拉动效应、国际直接投资的技术溢出效应和服务业开放的学习效应都能促进服务业全要素生产率增长。城市化水平($Lnurban$)、资本密集度($Lnkl$)和人力资本水平($Lnhum$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)的影响不显著。城市化水平($Lnurban$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)不存在显著正向促进作用,原因可能是样本中大多数经济体只是完成了人口密度的扩张,还没有达到能对服务业全要素生产率产生显著正向作用的城镇发展水平。资本密集度($Lnkl$)和人力资本水平($Lnhum$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)也不存在显著促进作用,原因可能是服务业细分行业间存在资本和人力资本进入门槛的异质性,比如进入运输行业的资本门槛和人力资本门槛与进入家政服务业的资本门槛和人力资本门槛并不相同,两个行业对资本密集度和人力资本的不同需求使得其对行业全要素生产率的影响也可能存在差异。

(三)服务出口增长的三元边际与服务业全要素生产率:中国表现

为进一步考察中国样本与跨国样本的研究结论是否一致,本文检验了中国服务出口增长的三元边际对服务业全要素生产率的影响,有助于厘清中国在服务贸易中,特别是在服务出口贸易中,服务业全要素生产率增长的具体贸易边际来源,可为改善中国服务贸易结构提供建议。中国样本时间序列数据的计量模型与跨国样本面板数据的计量模型保持一致。由于中国样本的时间长度只有 17 年,即中国样本的时

间序列数据只有 17 个,故本文选择 OLS 估计方法。同时,计量模型中引入较多解释变量可能导致严重的多重共线性问题,也可能存在时间序列相关问题,这些问题的主要后果是统计推断不准确,但都不会影响估计系数的无偏性,基于此,本文主要使用稳健标准误来减弱此种影响。基于中国样本的 OLS 估计结果如表 5 所示。

表 5 中国样本的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$LnTFP1$	$LnTFP1$	$LnTFP1$	$LnTFP1$
$Lnev$	-0.146 (-0.26)			-1.381* (-2.44)
$Lnit$		-0.719 (-1.05)		-0.901 (-0.58)
$Lniq$			-0.351** (-3.11)	-0.455 (-1.43)
$Lngdp$	2.292*** (4.17)	2.268*** (4.69)	1.889*** (4.47)	1.565* (2.54)
$Lnurban$	-5.830** (-3.38)	-6.134** (-3.29)	-4.208** (-2.80)	-2.420 (-1.05)
fdi	-0.842 (-0.54)	-1.451 (-0.96)	-0.152 (-0.19)	1.186 (0.97)
$Lnopen$	-0.024 (-0.23)	-0.075 (-0.90)	-0.063 (-1.35)	-0.049 (-0.74)
$Lnkl$	-0.419 (-1.40)	-0.426* (-2.05)	-0.354** (-2.51)	-0.304 (-1.37)
$Lnhum$	0.234 (1.06)	0.305 (1.60)	0.180 (1.61)	0.016 (0.12)
$Lnev \times Lnit$	0.211 (0.07)	-0.586 (-0.39)	-1.411 (-1.32)	-10.888* (-2.44)
$Lnev \times Lniq$	-0.286 (-0.48)	-0.797 (-1.39)	-1.034* (-2.20)	-0.317 (-1.18)
$Lnit \times Lniq$	-0.790 (-0.98)	-0.059 (-0.12)	-1.655** (-3.41)	-3.045 (-1.88)
Constant	-19.901** (-3.47)	-20.093*** (-4.01)	-15.804** (-3.70)	-12.436 (-1.83)
观测值	17	17	17	17
R^2	0.998	0.998	0.999	0.999
F	380.3	877.7	2 224	3 717

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%水平上显著,括号内为稳健标准误调整后的 t 值, R^2 为拟合优度。

表5列(1)至列(3)分别为引入服务出口增长的种类扩展边际($Lnev$)、技术集约边际($Lnit$)和数量集约边际($Lniq$)的估计结果,列(4)为同时引入服务出口增长三元边际的估计结果。由于服务出口增长的三元边际可能会同时对服务业全要素生产率产生影响,故本文对列(4)结果进行分析。列(4)结果显示,中国服务出口增长的种类扩展边际($Lnev$)估计系数为-1.381且在10%的水平上显著,说明中国服务出口增长的种类扩展边际($Lnev$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)存在显著促进作用,与跨国样本的研究结论一致。但从系数绝对值看,中国服务出口增长的种类扩展边际对服务业全要素生产率的促进效应明显要高于跨国样本。然而,中国服务出口增长的技术集约边际($Lnit$)和数量集约边际($Lniq$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$)的影响并不显著,而跨国样本 $Lnit$ 和 $Lniq$ 的估计结果是显著为负,意味着中国服务出口增长的技术集约边际和数量集约边际还未进入显著抑制服务业全要素生产率增长的阶段。

在服务出口增长的三元边际交互效应方面,只有种类扩展边际与技术集约边际交互项($Lnev \times Lnit$)的系数在10%的水平上显著为负,说明中国服务出口增长的种类扩展边际与技术集约边际存在交互影响,即在中国服务出口增长的种类扩展边际一定的情况下,技术集约边际值越大,其对中国服务业全要素生产率增长的抑制效应也就越大;在中国服务出口增长的技术集约边际一定的情况下,种类扩展边际值越小(更趋多元化),其对服务业全要素生产率增长的促进作用就越大。而跨国样本的估计结果显示,三元边际的交互项均未对服务业全要素生产率产生显著影响。与跨国样本的结果相比,不管是从三元边际交互项系数绝对值还是从种类扩展边际自身系数的绝对值来看,中国服务出口增长的种类扩展边际对服务业全要素生产率增长的促进效应均远高于跨国样本

的平均水平。换言之,出口更趋多元化对中国服务业全要素生产率增长的促进作用明显要高于世界平均水平。原因可能是,中国服务开放水平的提升速度比其他国家快,对外开放的优惠政策有助于拓宽服务出口广度,即使竞争力相对较弱的一些中国服务企业,也会有许多机会参与国际贸易。

(四)稳健性检验

为检验模型的估计结果是否可靠和稳健,本文对跨国样本和中国样本的估计结果进行稳健性检验,主要方法是改变被解释变量的衡量指标,具体如下。第一,在基准回归中,测算服务业全要素生产率使用的劳动投入指标是服务业年末从业人数,因此将服务业年末从业人数改为服务业从业人员全年劳动投入时间,再次测算服务业全要素生产率($TFP2$),而其他变量的衡量保持不变,由此得到跨国样本和中国样本的估计结果分别如表6列(2)和列(5)所示。第二,将服务业全要素生产率指标改为劳动生产率指标(LP),即用服务业年末从业人员的人均服务业增加值衡量服务业全要素生产率,而其他变量的衡量保持不变,由此得到跨国样本和中国样本的估计结果分别如表6列(3)和列(6)所示。从表6结果可以看出,不论是基于跨国样本还是基于中国样本,稳健性检验与基准回归中的服务出口增长三元边际估计系数的符号、显著性均未出现实质性改变,因此,基准回归主要结论是稳健和可靠的。

需要说明的是,表6列(4)和列(5)的结果完全一样,是因为采用服务业年末从业人数和服务业从业人员全年劳动投入时间作为劳动投入指标时,计算得到的服务业 Malmquist 生产率指数在样本时间区间(1996年至2011年)完全相同。实际上,除中国外,印度和土耳其在1996—2011年,保加利亚和俄罗斯在1997—2011年,爱沙尼亚在1997—1998年,印度尼西亚和罗马尼亚在1998—2011年,均出现了这种情况。

表 6 稳健性检验结果

	跨国样本			中国样本		
	基准回归	稳健性检验		基准回归	稳健性检验	
	(1) <i>LnTFP1</i>	(2) <i>LnTFP2</i>	(3) <i>LnLP</i>	(4) <i>LnTFP1</i>	(5) <i>LnTFP2</i>	(6) <i>LnLP</i>
<i>Lnev</i>	-0.318*** (-5.74)	-0.304*** (-5.42)	-0.338*** (-5.61)	-1.381* (-2.44)	-1.381* (-2.44)	-1.381* (-2.44)
<i>Lnit</i>	-0.326** (-2.08)	-0.362** (-2.30)	-0.255 (-1.62)	-0.900 (-0.58)	-0.900 (-0.58)	-0.900 (-0.58)
<i>Lniq</i>	-0.155*** (-5.45)	-0.165*** (-5.82)	-0.188*** (-6.27)	-0.455 (-1.43)	-0.455 (-1.43)	-0.455 (-1.43)
<i>Lngdp</i>	0.492*** (7.25)	0.503*** (7.47)	0.753*** (11.60)	1.565* (2.54)	1.565* (2.54)	1.565* (2.54)
<i>Lnurban</i>	0.107 (0.61)	0.151 (0.87)	0.270 (1.56)	-2.420 (-1.05)	-2.420 (-1.05)	-2.420 (-1.05)
<i>fdi</i>	0.018** (2.03)	0.015* (1.70)	0.011 (1.18)	1.186 (0.97)	1.186 (0.97)	1.186 (0.97)
<i>Lnopen</i>	0.113** (2.32)	0.120** (2.49)	0.125** (2.48)	-0.049 (-0.74)	-0.049 (-0.74)	-0.049 (-0.74)
<i>Lnkl</i>	0.006 (0.34)	-0.002 (-0.10)	0.891*** (34.84)	-0.304 (-1.37)	-0.304 (-1.37)	0.696** (3.13)
<i>Lnhum</i>	0.041 (1.00)	0.033 (0.81)	0.014 (0.32)	0.016 (0.12)	0.016 (0.12)	0.016 (0.12)
<i>Lnev×Lnit</i>	0.069 (0.22)	0.050 (0.16)	0.562* (1.73)	-10.888* (-2.44)	-10.888* (-2.44)	-10.888* (-2.44)
<i>Lnev×Lniq</i>	-0.039 (-1.19)	-0.035 (-1.05)	-0.063* (-1.73)	-0.317 (-1.18)	-0.317 (-1.18)	-0.317 (-1.18)
<i>Lnit×Lniq</i>	-0.043 (-0.50)	-0.034 (-0.38)	0.080 (0.75)	-3.045 (-1.88)	-3.045 (-1.88)	-3.045 (-1.88)
观测值	585	585	585	17	17	17
截面数	39	39	39	1	1	1
R^2	0.482	0.481	0.939	0.999	0.999	0.999
F	28.00	29.14	275.7	3 717	3 717	10 656

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%水平上显著，括号内为稳健标准误调整后的*t*值， R^2 为拟合优度。

(五)异质性分析

国民收入水平会影响一个国家或服务贸易规模、结构及其服务业发展水平，故本文有必要根据国民收入水平对39个样本经济体分组开展异质性分析。样本经济体的分

组标准，主要是根据世界银行图表集法(Atlas Method)计算的人均国民总收入，将39个样本经济体分为高收入经济体和中等收入经济体两个组别。但是，世界银行每年公布的收入组别临界值不同，故同一经济体在不同年份可

能属于不同的组别。鉴于此,本文不是按照某一年结果对39个经济体进行组别划分,而是根据39个经济体在样本时间区间内出现次数最多的组别划分,按此方法的分组结果如下。高收入经济体有23个,分别是澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、塞浦路斯、德国、丹麦、西班牙、芬兰、法国、英国、希腊、爱尔兰、意大利、日本、韩国、卢森堡、马耳他、荷兰、葡萄

牙、斯洛文尼亚、瑞典、美国。中等收入经济体有16个,分别是保加利亚、巴西、中国、捷克共和国、爱沙尼亚、匈牙利、印度尼西亚、印度、立陶宛、拉脱维亚、墨西哥、波兰、罗马尼亚、俄罗斯、斯洛伐克、土耳其。异质性分析的计量模型与跨国面板数据的计量模型保持一致,采用IV-GMM方法得到的估计结果如表7所示。

表7 异质性检验结果

	高收入经济体			中等收入经济体		
	(1) <i>LnTFP1</i>	(2) <i>LnTFP2</i>	(3) <i>LnLP</i>	(4) <i>LnTFP1</i>	(5) <i>LnTFP2</i>	(6) <i>LnLP</i>
<i>Lnev</i>	0.051 (0.70)	0.120 (1.63)	0.079 (1.25)	-0.378*** (-4.22)	-0.421*** (-4.76)	-0.296*** (-3.63)
<i>Lnit</i>	-0.363* (-1.71)	-0.445** (-2.02)	-0.314* (-1.79)	-0.070 (-0.28)	0.005 (0.02)	-0.045 (-0.20)
<i>Lnig</i>	-0.013 (-0.32)	-0.022 (-0.53)	0.031 (0.83)	-0.158*** (-3.79)	-0.168*** (-4.15)	-0.173*** (-4.40)
<i>Lngdp</i>	-0.038 (-0.37)	-0.029 (-0.26)	0.152* (1.66)	0.691*** (7.03)	0.707*** (7.45)	0.793*** (8.42)
<i>Lnurban</i>	-0.747** (-2.50)	-0.512* (-1.74)	-0.413* (-1.80)	-0.078 (-0.33)	-0.114 (-0.49)	0.311 (1.25)
<i>fdi</i>	0.027** (2.56)	0.026** (2.52)	0.023** (2.59)	0.060** (2.34)	0.057** (2.19)	0.072*** (2.63)
<i>Lnopen</i>	-0.024 (-0.27)	-0.038 (-0.44)	-0.207*** (-2.73)	0.014 (0.24)	0.031 (0.52)	-0.034 (-0.57)
<i>Lnkl</i>	-0.229*** (-2.85)	-0.265*** (-3.16)	0.340*** (4.65)	0.011 (0.79)	0.005 (0.36)	0.925*** (60.49)
<i>Lnhum</i>	-0.016 (-0.35)	-0.025 (-0.54)	-0.000 (-0.00)	0.023 (0.37)	0.020 (0.32)	-0.035 (-0.59)
<i>Lnev×Lnit</i>	-0.777 (-1.34)	-1.024* (-1.79)	-1.212** (-2.47)	-0.069 (-0.20)	-0.047 (-0.14)	0.275 (0.80)
<i>Lnev×Lnig</i>	0.078* (1.95)	0.097** (2.33)	0.033 (0.92)	-0.101** (-2.27)	-0.115*** (-2.64)	-0.112** (-2.56)
<i>Lnit×Lnig</i>	-0.449*** (-2.88)	-0.502*** (-3.27)	-0.679*** (-4.88)	0.087 (0.59)	0.112 (0.79)	0.210 (1.58)
观测值	345	345	345	240	240	240
截面数	23	23	23	16	16	16
R^2	0.463	0.480	0.915	0.705	0.715	0.978
F	14.57	14.15	223.30	33.88	34.45	459.40

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%水平上显著,括号内为稳健标准误调整后的*t*值, R^2 为组内拟合优度。

表 7 列(1)至列(3)是高收入经济体的估计结果,列(4)至列(6)是中等收入经济体的估计结果。列(1)和列(4)为基准回归,其被解释变量是 $LnTFP1$,列(2)和列(5)的被解释变量是 $LnTFP2$,列(3)和列(6)的被解释变量是 $LnLP$ 。表 7 结果显示,无论高收入经济体还是中等收入经济体,采用三种不同服务业全要素生产率衡量指标的估计结果基本保持一致。对比两个组别估计结果可以发现,无论是高收入经济体还是中等收入经济体,服务出口增长的技术集约边际($Lnit$)和数量集约边际($Lnig$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$, $LnTFP2$, $LnLP$)都不具有显著的促进效应;但服务出口增长的种类扩展边际($Lnev$)对服务业全要素生产率($LnTFP1$, $LnTFP2$, $LnLP$)的作用在两个组别间存在显著的差异,高收入经济体的种类扩展边际对服务业全要素生产率的影响为负且不显著,这与跨国样本的估计结果不同,可能原因是高收入经济体的服务出口种类更趋多元、更为丰富,已经超过了其发挥促进作用的阈值,跨国样本中的显著促进作用主要是由中等收入经济体带来的。中等收入经济体的种类扩展边际对服务业全要素生产率具有显著的促进作用,这与跨国样本和中国样本的估计结果一致,意味着中等收入经济体的种类扩展边际值越低,服务出口就越多元化,越有助于可以通过“出口中学效应”“干中学效应”“多元组合效应”以及通过“成本发现”和“需求发现”功能,优化资源配置、促进竞争和规避风险,进而促进中等收入经济体的服务业全要素生产率增长。

五、结论与启示

本文在理论分析服务出口增长的三元边际影响服务业全要素生产率增长作用机制基础上,利用世界投入产出数据库(WIOD)测算了 39 个经济体的服务业 TFP 指数以及三元边际,进而分别检验了基于跨国样本和中国样本

的服务出口增长的三元边际对服务业全要素生产率增长的具体影响,并得出如下结论。

第一,服务出口增长的三元边际对服务业全要素生产率增长存在显著的异质性影响,不论是跨国样本还是中国样本的研究结果均表明,服务出口增长的种类扩展边际是服务业全要素生产率增长的动力来源,而服务出口增长的技术集约边际和数量集约边际均未显示出对服务业全要素生产率增长的促进作用,意味着服务出口增长的三元边际对服务业全要素生产率增长的作用机制存在差异。

第二,中国服务出口增长的种类扩展边际对服务业全要素生产率增长同样存在促进作用。但与跨国样本结果比较,不管是考察服务出口增长的三元边际交互作用还是种类扩展边际自身的作用,中国样本估计系数的绝对值均大于跨国样本,表明中国服务出口增长的种类扩展边际对服务业全要素生产率增长的促进效应都远高于跨国样本,即出口多元化对中国服务业全要素生产率增长的促进作用要高于世界平均水平。

第三,无论是高收入经济体还是中等收入经济体,服务出口增长的数量集约边际和技术集约边际对服务业全要素生产率增长都不具有显著的促进效应;高收入经济体的种类扩展边际对服务业全要素生产率的影响为负且不显著,中等收入经济体的种类扩展边际对服务业全要素生产率增长具有显著的促进作用。

本文研究结论具有重要的政策启示。首先,制定有助于出口多元化的激励政策。服务出口增长的种类扩展边际是服务业全要素生产率增长的动力来源,因此政府要鼓励服务出口的多元化,特别是要加大对出口种类集中度比较小的服务企业的扶持力度,让相对弱势的服务业出口企业拥有更多机会走出国门,利用“出口中学效应”提升自身生产率以及通过资源再配置效应促进服务业全要素生产率增长。

其次,繁荣本地市场需求,有序扩大对外开放,加快构建双循环新发展格局。一方面,研究结论表明市场规模扩大带来的需求拉动效应对服务业全要素生产率增长具有显著促进作用,故政府在利用服务出口增长的种类扩展边际提升服务业全要素生产率的同时,应加快构建更加完善的国内商品和要素的统一市场,促进国内市场繁荣。另一方面,研究结论显示服务出口的学习效应和国际直接投资的技术溢出效应都能显著促进服务业全要素生产率增长,故还应该继续有序扩大服务业对外开放,提高服务业企业“引进来”和“走出去”的实效性,加快构建国内国际双循环相互促进的新发展格局。

虽然本文从三元边际视角讨论了服务业全要素生产率增长的动力来源,但研究结论囿于服务业相关数据的局限性。如果服务业企业层面的数据可以获得时,后续研究可以从企业异质性角度和服务业行业异质性角度,进一步考察服务业出口增长的三元边际与服务业全要素生产率增长的关系问题。

[注释]

- ① 主要数据来自国家统计局2022年2月28日发布的《中华人民共和国2021年国民经济和社会发展统计公报》,高出第二产业13.9个百分点为作者计算得到。
- ② 数据源于世界银行网站,下载地址为: <https://data.worldbank.org/indicator/NV.SRV.TOTL.ZS?view=chart>,数据更新时间为2022年7月20日,数据下载时间是2022年8月22日。
- ③ 本文有39个样本经济体,17个细分行业,故有663个平均增长率。

[参考文献]

- [1] Ark B V, O'Mahony M, Timmer M P. The Productivity Gap Between Europe and the United States: Trends and Causes[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2008, 22(01): 25-44.
- [2] Marel E V D. Trade in Services and TFP: The Role of Regulation[J]. The World Economy, 2012, 35(11):

1530-1558.

- [3] 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.
- [4] 胡宗彪. 国际服务贸易成本与服务业生产率研究[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2018: 54-55.
- [5] 夏杰长, 李勇坚, 刘奕, 等. 迎接服务经济时代来临——中国服务业发展趋势、动力与路径研究[M]. 北京: 经济管理出版社, 2010: 7-9.
- [6] 沈坤荣. 供给侧改革重心: 提升全要素生产率[N]. 中国社会科学报, 2016-07-27.
- [7] 胡宗彪, 王恕立. 中国服务业生产率增长来源: 服务进口还是出口? [J]. 上海经济研究, 2014(7): 3-13, 30.
- [8] Chaney T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade[J]. American Economic Review, 2008, 98(04): 1707-1721.
- [9] Morrar R, Gallouj F. The Growth of the Service Sector in Palestine: The Productivity Challenge[J]. Journal of Innovation Economics & Management, 2016, 19(01): 179-204.
- [10] 程大中, 陈福炯. 中国服务业相对密集度及其对劳动生产率的影响[J]. 管理世界, 2005(2): 77-84.
- [11] García-Pozo A, Marchante-Mera A J, Campos-Soria J A. Innovation, Environment, and Productivity in the Spanish Service Sector: An Implementation of a CDM Structural Model[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 171(10): 1049-1057.
- [12] Miroudot S, Sauvage J, Shepherd B. Trade Costs and Productivity in Services Sectors[J]. Economics Letters, 2012, 114(01): 36-38.
- [13] 胡宗彪. 企业异质性、贸易成本与服务业生产率[J]. 数量经济技术经济研究, 2014(7): 68-84.
- [14] 王恕立, 滕泽伟. FDI流入、要素再配置效应与中国服务业生产率——基于分行业的经验研究[J]. 国际贸易问题, 2015(4): 167-176.
- [15] 王恕立, 胡宗彪. 服务业双向FDI的生产率效应研究——基于人力资本的面板门槛模型估计[J]. 财经研究, 2013(11): 90-101.
- [16] 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[J]. 经济评论, 2017(4): 57-72.
- [17] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(06): 1695-1725.

- [18] Hummels D, Klenow P. The Variety and Quality of a Nation's Exports [J]. American Economic Review, 2005, 95(03): 704-723.
- [19] 戴翔. 中国服务贸易出口增长的数量、价格及种类分解 [J]. 国际贸易问题, 2013(9): 101-110.
- [20] 刘瑶, 丁妍. 中国 ICT 产品的出口增长是否实现了以质取胜——基于三元分解及引力模型的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2015(1): 52-64.
- [21] Shepherd B. Services Firms in the Developing World: An Empirical Snapshot [R]. Munich: MPRA Working Paper, 2012.
- [22] Minondo A. The Relationship Between Export Status and Productivity in Services: A Firm-Level Analysis for Spain [R]. Munich: MPRA Working Paper, 2012.
- [23] Temouri Y, Vogel A, Wagner J. Self-Selection into Export Markets by Business Services Firms—Evidence from France, Germany and the United Kingdom [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2013, 25 (S1): 146-158.
- [24] Posner M V. International Trade and Technical Change [J]. Oxford Economic Papers, 1961, 13(03): 323-341.
- [25] 李梅, 柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析 [J]. 管理世界, 2012(1): 21-32, 66.
- [26] 孔庆峰, 亓蕊. 基于贸易三元边际的中国服务贸易开放度分析 [J]. 商业经济与管理, 2015(7): 65-75.
- [27] 金泽虎, 石乐. 三元边际、STRI 指数与中国服务贸易开放度检验——兼顾“一带一路”与发达经济体样本数据 [J]. 安徽大学学报(哲学社会科学版), 2020(4): 118-132.
- [28] 毛艳华, 李敬子. 中国服务业出口的本地市场效应研究 [J]. 经济研究, 2015(8): 98-113.
- [29] 崔日明, 张志明. 服务贸易与中国服务业技术效率提升——基于行业面板数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2013(10): 90-101.
- [30] Baum C F, Schaffer M E, Stillman S. Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing [J]. Stata Journal, 2003, 3(01): 1-31.
- [31] Davidson R, Mackinnon J G. Estimation and Inference in Econometrics [M]. New York: Oxford University Press, 1993: 215-237.
- [32] 江波, 李美云. 生产服务业出口贸易、创新与生产率提升: 理论与实证 [J]. 财经研究, 2012(7): 68-78.
- [33] 张杰, 李勇, 刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗? ——来自中国本土制造业企业的经验证据: 1999—2003 [J]. 管理世界, 2009(12): 11-26.
- [34] Breinlich H, Criscuolo C. International Trade in Services: A Portrait of Importers and Exporters [J]. Journal of International Economics, 2011, 84(02): 188-206.
- [35] 李春顶, 赵美英. 出口贸易是否提高了我国企业的生产率? ——基于中国 2007 年制造业企业数据的检验 [J]. 财经研究, 2010(4): 14-24.