

服务业开放与制造业出口技术复杂度

陈晓华¹, 邓贺¹, 陈航宇²

(1. 浙江理工大学 经济管理学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江大学 经济学院, 浙江 杭州 310018)

[摘要]以考察服务业开放与中国制造业出口技术复杂度间作用关系为核心目标,构建中国省级服务业整体开放水平的新型测度方法,并就外资参股视角下服务业开放对制造业出口技术复杂度的作用机制进行了实证剖析。研究表明:一是服务业开放有助于提升中国制造业出口技术复杂度;二是服务业开放对制造业出口技术复杂度的影响具有细微异质性特征,其中,服务业开放对制造业出口技术复杂度的积极作用在资本密集型产业及东部地区企业较为显著;三是服务业开放通过提高创新水平及资本存量水平,促进制造业出口技术复杂度的提升。由此,从政策源头进一步扩大服务业开放程度,对中国制造业实现高质量发展,摆脱全球价值链“低端锁定”的困境具有重要意义。

[关键词]服务业开放;制造业;技术复杂度;外资参股开放;技术创新效应;资本存量效应

[中图分类号]F719;F746.12 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2022)05-0090-11

一、引言

改革开放以来,中国制造业凭借人口红利及低成本优势,在对外贸易领域实现规模上“爆炸式”增长的同时,出口技术复杂度表现出远高于同等收入水平国家的特征。党的十九届五中全会提出,要把经济高质量发展放在首要位置。而制造业作为国民经济的重要支柱,摆脱其在全球分工中的“低端锁定”地位具有重要的战略意义。然而,中国出口技术复杂度呈现出“虚高”特点,使得中国实现制造业高质量发展受到极大阻碍。此外,中国企业高附加值资本和技术密集型产品占比较低,可见提升制造企业依靠自身生产高技术含量产品,并将核心关键技术牢牢掌握在自己手中的能力,推动出口产品技术复杂度的提升,是实现经济高质量发展以及全球价值链攀升的关键之举。而服务业对制造业的支撑作用渗透在其研发和生产的各环节,故如何发挥服务资源对制造业高质量发展的重要作用逐渐被大量学者所关注。

习近平主席在亚太经合组织第二十七次领导人非正式会议上指出,中国将持续扩大对外开放,由此可见高质量对外开放或将成为中国制造业转型和提升出口产品技术复杂度的可行之径。然而目前中国服务业开放仍存在以下困境:政府为保护国内相对弱小的服务企业免受国外同类企业的竞争,鼓励外资参股中国服务业的政策相对匮乏,使得中国服务业国际竞争力和技术水平较为落后。随着中国加入世贸组织,有关服务业开放的相关条款逐步推动服务业改革进程加快,可见服务业开放政策,尤其是FDI参股限制政策,对于推进中国服务业开放进程具有重要的支撑作用。令人遗憾的是,在制造业出口技术复杂度影响因素的研究领域中,服务业开放通常被忽视,故本文拟研究服务业开放对制造业出口技术复杂度的影响,为政府制定政策提供理论和实证依据。

[收稿日期]2022-04-06

[基金项目]浙江省自然科学基金重点项目(LZ21G030003);教育部人文社会科学基金青年项目(22YJC790016);浙江省高校重大人文社会科学攻关计划青年重点项目(2021QN057);浙江理工大学基本科研业务费专项资金资助项目(2021Y007);浙江理工大学优秀研究生学位论文培育基金项目(LW-YP2021098)

[作者简介]陈晓华(1982—),男,江西玉山人,浙江理工大学经济管理学院教授,博士,主要研究方向为服务业、技术复杂度;邓贺(1997—),女,吉林吉林人,浙江理工大学经济管理学院硕士生,主要研究方向为服务业、技术进步,邮箱:dengguli@163.com;陈航宇(1988—),男,湖南衡阳人,浙江大学经济学院讲师,主要研究方向为国际贸易、技术赶超。

二、文献综述

基于上述研究背景,大量学者对服务业开放和技术复杂度分别进行了探究,并形成三个方面的逻辑基础。

一是服务业开放的研究。在测度领域,学界较为认同的测度方法包括从宏观政策视角出发,探讨其对服务业开放的限制作用^[1],如《外商投资产业指导目录》;探究服务贸易壁垒对服务业开放水平的影响,如服务贸易限制指数;利用服务贸易进出口额、服务业 FDI 占比等衡量服务贸易和服务业 FDI 依存度。在经济效应领域,上游服务业开放对下游制造业的出口倾向^[1]、生产率^[2]、出口国内价值链^[3]、改善资源错配^[4]和贸易方式转型^[5]等方面均有显著的积极影响。然而鲜有学者量化宏观限制政策影响下的服务业开放水平,细化到有关省级服务业整体开放水平的研究凤毛麟角。

二是技术复杂度的研究。技术复杂度的测度方法主要有相似度指数法^[6]和 RCA 指数法^[7];经济水平^[8]、外商直接投资水平^[9]、物质资本水平^[10]及经济政策^[11]等因素均会对技术复杂度带来不同程度的影响;提高产品出口技术复杂度将有助于促进经济发展^[12],且会对就业性别歧视带来倒 U 型影响^[13]。然而,鲜有学者将技术复杂度的研究层面细化至省级亚产业。

三是服务业开放对技术复杂度作用的研究。现存有关二者直接作用关系的文献较为匮乏,但二者间接联系的研究可以为我们提供一些有效借鉴。首先,从服务业进口带来的经济效应视角出发,如姚战琪的研究表明^[14],服务业进口具有显著的技术溢出效应,东道国通过服务业进口获取国外高端研发资本以及高质量人才,使得出口产品技术复杂度得以提升,进一步推动全球贸易地位攀升;Segerstorm 的研究指出^[15],服务业进口有助于促进服务型中间投入品与本地生产要素结合,为进口国制造业技术进步带来正面影响,这在一定程度上与 Jung-Hwan 等的研究结论不谋而合^[16]。其次,从服务贸易自由化视角出发,戴翔利用服务业 FDI 产业渗透率和服务贸易进口渗透率衡量服务贸易自由化,得到了服务贸易自由化对中国制成品出口技术内涵表现为促进作用的结论^[17];于翠萍的分析进一步表明,服务贸易自由化的技术进步效应存在显著的异质性特征,二者间作用效果在非高收入国家以及高技术含量产品中较为显著^[18]。目前,仍鲜有学者将省级服务业开放水平与制造业亚产业出口技术复杂度相联系并详细验证二者作用机制。

已有文献虽为本文研究服务业开放对出口技术复杂度的影响奠定了坚实的理论和实践基础,但仍有进一步完善的空间:首先,学界对技术复杂度的测算仅深入省级层面,省级亚产业出口技术复杂度的测度领域仍涉猎不足;其次,大量学者利用不同方法对服务业开放进行了测量和分析,但大多忽视了本国对 FDI 参股限制这一政策根源角度出发的研究;最后,虽然部分学者对服务业开放这一热点内容进行了研究,但鲜有学者测度省级服务业开放指标,以政策视角为切入点,量化省级层面服务业开放整体水平的研究更是凤毛麟角。有鉴于此,本文可能的创新点如下:一是在修正 Schott 相似度方法基础上,构建新型测度模型,将出口技术复杂度测度范围细化至省级亚产业层级;二是结合政策文件量化服务业 FDI 参股限制发展过程,克服内生性风险和涉猎范围小等问题;三是创新性建立政策视角出发的、省级服务业整体开放水平的测度模型,以完善学界此类政策领域宏微观框架。

三、理论分析与研究假设

(一) 服务业开放对制造业出口技术复杂度的影响

考虑到企业上游服务要素决定下游制造业生产环节的效率与产生的技术水平^[19],本文细致整理相关领域现存文献和理论,得出服务业开放对制造业出口技术复杂度的作用机制存在正效应和负效应。

首先是溢出效应。一方面,服务业开放促进国内外企业加强业务联系,有助于国外前沿经营理念、先进生产技术和多角度创新思维流向本国,使得知识和技术的传播效率得以提升,即服务业开放引致的

技术溢出效应,提高了企业的全要素生产率水平^[20],从而促进制造业国际竞争力及出口技术复杂度提升^[21]。另一方面,作为在东道国发挥重要媒介作用的人力资本,通过“干中学”效应提升制造业的技术升级和成果转化效率,在优化资源配置模式的同时,增强制造业出口产品的国际竞争力。可见人力资本的高效流动,进一步深化知识和技术的溢出效应,不仅是一国经济增长的核心动力,还对制造业出口技术复杂度升级具有重要的支撑作用^[22]。其次是竞争效应。服务业开放促进服务业 FDI 水平提升,使得国内服务业企业进口更多国外先进产品,这会提高国内制造环节上游服务企业的竞争压力,迫使其降低服务业产品价格,为下游制造企业带来了成本降低效应,有助于促进制造业出口技术复杂度升级。此外,竞争压力使得部分长期保持低效率的企业及生产环节逐渐被高效率企业和生产环节所代替^[23],促进生产要素集中于高水平企业和高附加值的制造环节^[24],提升整体的资源配置效率和技术创新水平。可见服务业开放在降低制造业生产成本的同时,倒逼企业提升综合实力及生产效率^[20-21],从而实现出口技术复杂度的进一步深化。

然而,服务业开放对出口技术复杂度还存在负向影响。首先,服务业开放会降低中国服务业市场外资参股限制标准,推动国外高端企业入驻中国,加剧了本土企业整体竞争压力,为此,部分生产率较低、抗风险能力较弱的企业会陷入严峻的生存危机,生产效率较高且抗风险能力较强的企业,也会受到一定的利润冲击,使得中国企业在研发领域缺乏足够的资金支持,不利于技术复杂度的提升。其次,服务业开放引致大量高端跨国公司在中国占据有利市场,并通过限制核心技术流向中国企业,阻碍溢出效应的充分发挥,为中国企业带来潜在的市场垄断风险^[25]。可见服务业开放对制造业出口技术复杂度升级存在抑制作用。

综上所述,服务业开放对制造业出口技术复杂度存在正向和负向两方面效应,具体影响作用取决于总效应的方向。但学界大量研究表明,服务业开放显著提高东道国整体出口技术水平^[14-17],其对经济发展和技术进步具有不可忽视的积极影响。由此,本文提出如下假设:

假设 H1:服务业开放有助于提升中国制造业出口技术复杂度。

(二) 技术创新与资本存量在二者间的中介作用

一是技术创新效应。一方面,自主创新需要资本和人才的双重投入,服务业开放的溢出效应在为企业带来研发资源的同时,也帮助企业吸引置身于海外的本土高端人才回流,推动科研人员规模和质量增长,为本国企业提升产品研发水平注入人才动力。基于此,人力资本透过其“技术载体”与其流动传播功能,使得服务业开放表现出显著的技术创新效应,从而深化制造业出口技术内涵^[26-27]。另一方面,服务业开放通过提升国外高质量服务资源对本国制造业价值链上游环节的投入水平,促进制造业技术创新。服务业开放政策降低国外前沿服务资源的引进壁垒,有助于吸收国外多样化服务类和技术型外商直接投资,提升制造业产业链,尤其是产业链上游各环节之间的契合程度,有助于发挥技术创新效应对于深化出口产品技术内涵的重要作用。由此,本文提出如下假设:

假设 H2:服务业开放通过促进创新水平提升中国制造业出口技术复杂度。

二是资本存量效应。首先,服务业开放扩大了国内制造业企业进口中间服务投入品的选择范围,提升了服务资源质量及专业化水平,有助于中国企业获取世界各国先进的研发资本,进而促进产业结构转型升级,给制造业出口技术复杂度带来积极影响。其次,服务业开放在推动技术和人力资本跨国流动的同时^[23-24],提升外商直接投资水平,为制造业资本存量的积累奠定了坚实的资本及人才基础,有助于发挥高端资源对全要素生产率的支撑作用,从而深化出口产品技术复杂度。据此可以推定,服务业开放有助于提升资本存量水平,引致制造业出口技术复杂度的显著变动。由此,本文提出如下假设:

假设 H3:服务业开放通过促进资本存量水平提升中国制造业出口技术复杂度。

四、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

结合数据可获得性和减小内生性的要求^[1],本文的数据主要源自两个方面:一是服务业开放指标,本文主要利用2007年、2011年、2015年和2017年在内相应四个年份的《外商投资产业指导目录》、《中华人民共和国服务贸易具体承诺减让表》、2017年国民经济行业分类代码和2017年^①中国地区投入产出表。二是技术复杂度指标,学者将国研网数据库中HS2位码的二十二类产品进行筛选剔除,最终将包括第六到第十三类及第十五到第十八类在内的十二类产品纳入测算对象^[10]。

(二) 变量定义与测度方法构建

1. 出口技术复杂度。本文基于Schott的相似度模型^[6],并进行以下修正:首先,同时采用HS2位码和HS4位码产品的出口总额;其次,将原模型中经济体整体出口总额替换成为纳入模型的HS2位码产品的出口总额,使得技术复杂度的测度范围突破传统意义上的省级产业层面,深入制造业亚产业领域,进而充分扩大样本容量,增加本文结果的稳健性。修正后的测度方法如下:

$$\begin{aligned} FZD_{iq} &= \left[\min\left(\frac{v_{i1}}{v_{iq}}, \frac{v_{j1}}{v_{jq}}\right) + \min\left(\frac{v_{i2}}{v_{iq}}, \frac{v_{j2}}{v_{jq}}\right) + \cdots + \min\left(\frac{v_{in}}{v_{iq}}, \frac{v_{jn}}{v_{jq}}\right) \right] \\ &= \left[\sum_p \min\left(\frac{v_{ip}}{v_{iq}}, \frac{v_{jp}}{v_{jq}}\right) \right] = \left[\sum_p \min\left(\frac{v_{ip}}{\sum_p v_{ip}}, \frac{v_{jp}}{\sum_p v_{jp}}\right) \right] \end{aligned} \quad (1)$$

$$V_{iq} = V_{i1} + V_{i2} + \cdots + V_{in} = \sum_p V_{ip} \quad (2)$$

其中, FZD_{iq} 代表 t 年 i 经济体的第 q 类(HS2位码,下同)产品出口技术复杂度, V_{ip} 代表 t 年 i 经济体 p 类(HS4位码,下同)产品的出口额, V_{iq} 代表 t 年 i 经济体 q 类产品的出口总额, V_{jp} 及 V_{jq} 分别代表 t 年 j 参照国的相应变量。目前,美国处在全球创新水平最高的经济体行列中,具有较强的引领作用,此处将技术参照国设定为2020年的美国。

2. 省级服务业开放度指数。中国加入世界贸易组织使得中国服务业开放程度逐渐提高,大量关键文件的颁布,从“根源”上体现了中国政府通过降低本国服务业FDI参股限制的方式,促进服务业全球化发展。其中,《外商投资产业指导目录》自1995年首次颁布以来分别进行了7次修订^②,因此,考虑到FDI参股限制政策的变化主要体现在2007年、2011年、2015年和2017年,笔者选取以上四个年份的数据进行计量分析。值得一提的是,一方面,考虑到FDI参股限制是中国服务业开放的政策落脚点,本文从政策性“根源”视角出发量化服务业开放水平,能显著减小“过程”和“效果”两个维度所存在的内生性缺陷;另一方面,FDI对中国制造企业提高核心竞争力及融入国际市场具有重要推动作用,进而显著影响中国制造业出口产品质量和技术水平。如孙浦阳、杜运苏以及符大海等的研究均采用了类似的处理方法^[28,3,5],因此,基于FDI参股限制的测度方式具有较强的科学性及必要性。

由此,省级服务业开放水平的量化首先要求深入挖掘国家政策文件中有关FDI参股限制方面的信息。具体做法如下:一是手工匹配。《外商投资产业指导目录》将产业分为鼓励型、限制型和禁止型三种类型。参考孙浦阳等的做法^[28],利用《中华人民共和国服务贸易具体承诺减让表》和《外商投资产业指导目录》中对产业内容的具体描述,通过手工匹配将其相关产业对应到《国民经济行业分类代码》的四分位服务业代码中。二是赋值汇总。针对四分位码下的三种分类,将禁止型、限制型和鼓励型分别赋值1、0.5和0.25,并参照符大海等的做法^[5],将四分位码的赋值结果加总到各门类层面,匹配出四个年

^①本文将投入产出表和国民经济行业分类代码表的年份固定在几类数据来源的交叉年份,即2017年,以克服相关内生性问题^[1,28]。

^②分别为1997年、2002年、2004年、2007年、2011年、2015年和2017年;本文主要参考时期为2007年、2011年、2015年和2017年的指导目录。

份对应的按门类划分的服务业外资自由化变量($service_{dt}$),该指数越大,表明对 FDI 参股限制越大,即服务业开放程度越低。三是测度模型新建。由于不同省份、不同服务业嵌入制造业生产环节的程度不同,且服务业开放对不同制造业企业的影响程度不同。本文借鉴 Bas、Arnold 及符大海等的做法^[1,29,5],利用中国地区投入产出表中各省份服务业中间投入占总中间投入比重作为其对下游制造业影响因子的权重系数(W_{pcd})。区别现有文献,此处创新性利用制造业产出占比作为各产业的双重权重系数,并进行两次加权平均以得到省级服务业整体开放度指数,具体模型如下:

$$Ser_open_{pt} = \sum_d \sum_i service_{dt} \times w_{pcd} \times \frac{b}{\sum_i b_i} \quad (3)$$

其中, Ser_open_{pt} 表示中国 p 省 t 年制造业的上游服务业开放度指数, $service_{dt}$ 表示 t 年 d 服务业外资自由化变量, w_{pcd} 表示 p 省 c 制造业使用 d 服务要素中间投入占比, b_i 表示 c 制造业产出。 Ser_open_{pt} 值越小,表明 p 省服务业开放水平越高,对制造业影响程度越大。

3. 控制变量。此处筛选以下几种可能对制造业出口技术复杂度产生影响的变量作为控制变量:(1)外商直接投资水平(fdi)。外商直接投资对中国制造业具有显著的示范效应和技术溢出效应,投资水平的提升为中国企业带来大量资本和技术,是影响中国制造业产品出口技术复杂度变化的重要因素之一,以实际利用外商直接投资额占 GDP 比重表示。(2)全要素生产率(tfp)。作为区域经济发展的重要动力之一,全要素生产率水平的变化将影响该地区经济增长的质量,进而影响制造业出口产品的技术内涵,以 LP 法求得。(3)服务业集聚(agg_ser)。生产性服务业企业在一定区域内部集聚有助于促进企业间实现资源要素共享,进而充分发挥企业的规模经济效应,推进企业提升技术创新效率,使得制造业技术复杂度受到影响,以区位熵指数法求得。(4)金融发展水平(fin)。金融发展水平较高的地区,其区域内部企业融资成本较低,即金融发展为制造业企业开辟了融资渠道,有助于推动企业实现转型升级,进而影响制造业出口技术复杂度,以金融存贷款余额的自然对数表示。

(三) 模型构建

本文的主要目的是探究服务业开放对制造业出口技术复杂度的影响,为此,设置被解释变量为中国 30 个地区 12 个亚产业出口技术复杂度,解释变量为 30 个地区服务业开放度指标。由此设定如下计量模型:

$$us20out_{tpq} = \alpha_1 + \alpha_{11} Ser_open_{tpq} + \gamma_1 X_{tpq} + \gamma_t + \gamma_p + \gamma_q + \varepsilon_{tpq} \quad (4)$$

其中, $us20out_{tpq}$ 为制造业出口技术复杂度, Ser_open_{tpq} 为服务业开放度指标, X_{tpq} 为控制变量, γ_t 、 γ_p 及 γ_q 表示时间、地区及个体三个维度的固定效应, ε_{tpq} 为随机误差项, α_1 、 α_{11} 及 γ_1 表示常数项、核心解释变量和控制变量的系数。

五、实证结果与分析

(一) 关键变量特征分析

本文测度了除西藏、港澳台以外 30 个地区 12 个亚产业^①出口技术复杂度。表 1 报告了中国部分地区制造业亚产业出口技术复杂度相似水平均值。由表 1 可知:一是整体来看,东部地区的第六、七、九、十一、十二、十三、十五、十六及十八类产品出口技术复杂度均值高于全国(除港澳台、西藏外,下同)和中西部地区均值,中西部地区的第八、十和十七类产品出口技术复杂度均值高于全国和东部地区均值,可见中国东部地区出口产品技术复杂度较高;二是从具体数值来看,第七、九、十二、十六和十八类产业的全国平均出口技术复杂度较高,均超过了 0.75,其中,只有第九和十二类为劳动密集型产业,其余均为资本密集型,全国平均出口技术复杂度较低的产业分别为第六、八和十一类,均低于 0.55,其中最低的是第十一类产品,仅为 0.44,其与第八类产品同属劳动密集型产品。可见综合来看,资本密集型产业

①十二个亚产业分别为第六至第十三、第十五至第十八类产业,限于篇幅,具体名称可见国研网数据库。

出口技术复杂度高于劳动密集型。

表1 中国部分地区制造业亚产业出口技术复杂度相似水平均值

地区	六	七	八	九	十	十一	十二	十三	十五	十六	十七	十八
东部	0.574	0.828	0.513	0.893	0.638	0.467	0.834	0.759	0.683	0.849	0.532	0.932
中西部	0.432	0.750	0.542	0.859	0.645	0.421	0.712	0.667	0.586	0.824	0.592	0.911
全国	0.484	0.778	0.531	0.872	0.643	0.438	0.757	0.701	0.621	0.833	0.570	0.918

本文进一步测度了2007年、2011年、2015年和2017年中国省级服务业开放度指数。图1将4年间中国各地区按照观测期间服务业开放度指数均值由低到高(开放程度由高到低)的顺序进行排列,考虑

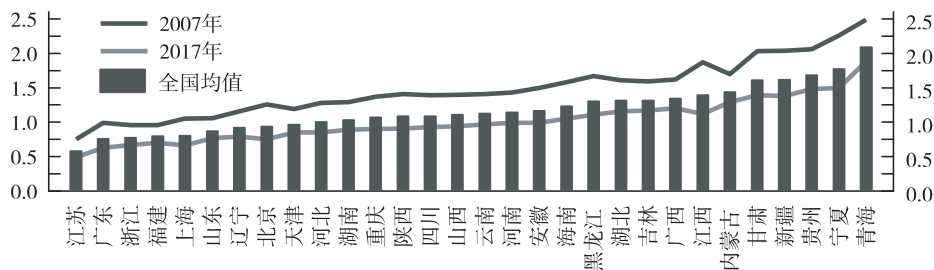


图1 中国各地区2007年、2017年服务业开放度指数

到图片空间的限制以及呈现效果的美观性,此处仅报告了2007年和2017年两年间的服务业开放度指数。分析可知:一是从时间维度来看,各地区的服务业开放度指标数值表现出下降趋势,表明中国服务业开放程度逐渐升高;二是从整体水平来看,中国东部地区服务业开放度指标数值低于全国范围及中西部地区均值,可见中国东部地区服务业平均开放程度最大;三是从具体省份来看,服务业开放程度由高到低排名的前10位分别是江苏、广东、浙江、福建、上海、山东、辽宁、北京、天津及河北,可见经济发展水平较高的地区,服务业开放程度相对较高。

(二) 基准回归结果

表2报告了在控制时间、地区和个体的固定效应下基准检验的计量结果,可见服务业开放对制造业出口技术复杂度的回归系数为负,且均通过了1%的显著性检验。随着控制变量的加入,核心解释变量系数大小进行微弱变动,但显著性水平和符号均未改变。由此,服务业开放显著提升制造业出口产品技术复杂度,即支持了前文H1和影响机制。

(三) 内生性问题处理

1. 工具变量法

考虑到该模型可能存在内生性问题,本文通过以下两种工具变量进行内生性检验:其一是工具变量1的选取。Arnold等

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Ser_open</i>	-0.141*** (-16.900)	-0.150*** (-59.100)	-0.151*** (-34.080)	-0.149*** (-38.880)	-0.149*** (-41.070)
<i>fdi</i>		0.010 (1.403)	0.010 (1.439)	0.010 (1.442)	0.010 (1.459)
<i>tfp</i>			-0.003 (-0.302)	-0.003 (-0.300)	-0.003 (-0.283)
<i>agg_ser</i>				-0.010 (-0.585)	-0.012 (-0.709)
<i>fin</i>					-0.002 (-0.434)
<i>C</i>	0.855*** (82.220)	0.862*** (3.304)	0.869*** (42.330)	0.877*** (32.540)	0.894*** (14.940)
OBS	1440	1440	1440	1440	1440
R ²	0.848	0.848	0.848	0.848	0.848

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为系数估计值的t统计量。下同。

的研究利用中国服务业开放水平作为印度服务业开放的工具变量^[29],符大海等采用除中国外金砖四国的加权服务业开放水平作为中国的工具变量处理内生性风险^[5]。本文将以下两方面内容纳入考虑因素:一方面,作为发展中大国的金砖五国,各国间经济和社会的发展阶段与发展模式较为相似,引致金砖五国间始终保持着激烈的竞争关系,很好地印证了中国与其余金砖四国之间在服务业开放政策的制定上

必然相互影响,具有较强的相关性。另一方面,其余金砖四国服务业开放程度在理论上并不会直接引致中国制造业出口技术复杂度这一领域发生显著变化,且暂无文献证明二者之间存在直接的联系,因此有足够理由推定该工具变量具有较强独立性。为此,本文此部分利用其余金砖四国加权服务业开放度指标($Ser_open_iv_{pt}$)构建工具变量1,具有较强的相关性和外生性。其二是工具变量2的选取。结合施炳展等的处理方法^[30],首先,考虑到异质性区域间服务业初始开放水平存在差异,且初始开放指数越高的区域,其在开放政策中的受益成果越显著,使得该地区政府的持续开放意愿愈发强烈,进而影响该地区后续开放工作的推进及完善速度,即服务业开放的初始水平作为工具变量具有较强的相关性。其次,考虑到2007年的服务业开放水平可能会对2007年的出口技术复杂度产生影响,为消除这一不利影响,本文在第二个工具变量的内生性检验中剔除2007年当年的样本,以2007年初始服务业开放水平($Ser_open_iv_{p,2007}$)作为工具变量2,对2007年以后的样本进行实证分析,力求进一步减小2007年数据可能存在的内生性问题,而2011年、2015年和2017年的技术复杂度,在理论上是不太会对2007年的服务业开放水平产生作用的,因而该工具变量是相对有效的。结合已有研究^[28,5],以其余金砖四国加权服务业开放度指标构建工具变量1的具体方法如下:

$$w1_{Bt} = 1 - \left(\frac{GDP_{Bt}}{GDP_{Bt} + GDP_{China,t}} \right)^2 - \left(\frac{GDP_{China,t}}{GDP_{Bt} + GDP_{China,t}} \right)^2 \quad (5)$$

$$w2_{pd} = \sum_c \frac{m_{pcd}}{M_{pc}} \quad (6)$$

$$service_iv_{pt} = \sum_B service_{Bt} \times w1_{Bt} \quad (7)$$

$$Ser_open_iv_{pt} = \sum_d service_iv_{pd} \times w2_{pd} \quad (8)$$

首先,选取OECD发布的FDI限制指数作为其余金砖四国服务业开放度的参照指标($service_{Bt}$),其中B表示四国中的一国;其次,构建上述权重系数 $w1_{Bt}$ 和 $w2_{pd}$, $w1_{Bt}$ 为用B国经济发展水平相似度表示的加总权重, $w2_{pd}$ 为p省d服务业中间投入占总中间投入比重,用p省c制造业的d服务业中间投入(m_{pcd})占p省c制造业总中间投入(M_{pc})比重的制造业行业总值表示;最后,通过上式得到 $service_iv_{pt}$ 作为其余金砖四国整体服务业外资自由度指标,进而求得 $Ser_open_iv_{pt}$ 为t年p省服务业开放影响度的工具变量1,将2007年服务业开放水平($Ser_open_iv_{p,2007}$)作为工具变量2,并同时检验两大工具变量对更换三项被解释变量后的估计结果,力求提升各工具变量的科学性及其核心结论的稳健性。

表3报告了利用工具变量1和工具变量2分别进行内生性检验的2SLS回归结果,其中,LM检验及F检验结果均表明,结论不存在过度识别、弱识别和不足识别的情况,即采用的两大工具变量是合理有效的。此外,服务业开放对制造业出口技术复杂度的负向作用在1%的显著性水平上稳健成立,其作用方向和显著性水平均不受控制变量的影响,与基准检验所得结论高度一致。因此,在考虑内生性条件下,服务业开放提升制造业出口技术复杂度的积极作用依然成立^①。

2. 联立方程法

为确保上述内生性检验结果的稳健性,进一步采用同样可以克服内生性的联立方程法进行内生性问题处理。考虑到资本存量是推动中国制造业出口技术结构深化的主要动力之一^[10],利用资本存量水平($ziben$),以方程(4)为联立方程的第一个方程,以 $Ser_open_{tpq} = \beta_1 + \beta_{11}us20out_{tpq} + \mu_1 L_{tpq} + \varepsilon_{tpq}$ 为第二个方程。式中 L_{tpq} 为控制变量,即资本存量水平。本文的这一做法也参照了陈晓华等的处理方法^[31]。表3进一步报告了联立方程法的回归结果,从结果可见服务业开放指标的系数在1%的显著性水平上为负,表明在减少内生性风险的条件下,基准结论十分稳健^②。

①此处进行了更换三种被解释变量的2SLS检验,限于篇幅,结果存档备案。

②笔者进行了更换解释变量和更换被解释变量的联立方程法检验,结果存档备案。

表3 内生性检验结果^①

	IV1- <i>Ser_open_iv_{it}</i>		IV2- <i>Ser_open_iv_{it}</i> ,2007		联立方程法	
	<i>us20out</i>	<i>us19out</i>	<i>us20out</i>	<i>us19out</i>	<i>us20out</i>	<i>us19out</i>
<i>Ser_open</i>	-0.074 *** (-4.265)	-0.074 *** (-4.178)	-0.080 *** (-3.142)	-0.081 *** (-3.148)	-0.093 *** (-5.669)	-0.092 *** (-5.581)
控制变量	有	有	有	有	有	有
W rk LM	416.016 ***	416.016 ***	296.867 ***	296.867 ***	—	—
W rk F	1059.749	1059.749	2142.947	2142.947	—	—
C	0.787 *** (15.634)	0.783 *** (15.461)	0.760 *** (12.782)	0.756 *** (12.657)	0.807 *** (40.860)	0.802 *** (40.270)
OBS	1440	1440	1080	1080	1440	1440
R ²	0.030	0.029	0.028	0.027	0.029	0.028

(四) 稳健性检验

1. 制造业出口技术复杂度再度量。多年以来,德国和美国共同保持在全球创新水平前列,二者近几年的数据均具有较强的借鉴价值,此部分以2019年美国、2020年和2019年德国的各项出口数据替代前文2020年美国数据作为参照。表4中列(1)至列(3)报告了服务业开放分别对以2019年美国、2020年和2019年德国为参照的制造业出口技术复杂度的2SLS回归结果,由结果可见服务业开放的系数均显著为负,且均通过了1%的显著性水平检验,验证了本文基准检验结果的科学性。

表4 稳健性检验结果^②

	更换被解释变量			更换解释变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Ser_open</i>	-0.074 *** (-4.178)	-0.067 *** (-3.853)	-0.067 *** (-3.879)	-0.570 *** (-4.204)	-0.050 *** (-4.230)	-0.032 *** (-4.242)
控制变量	有	有	有	有	有	有
C	0.783 *** (15.460)	0.786 *** (15.660)	0.792 *** (16.000)	0.821 *** (15.560)	0.792 *** (15.550)	0.772 *** (15.510)
OBS	1440	1440	1440	1440	1440	1440
R ²	0.029	0.028	0.028	0.018	0.026	0.028

2. 服务业开放再度量。借鉴孙浦阳和杜运苏等的方法^[28,3],进一步构建服务业开放度指数的三个递进指标,进一步验证服务业开放与制造业出口技术复杂度的作用关系。首先,在手工匹配环节,保持上文完成手工匹配后的分类数据不变。其次,在赋值时环节,分别进行如下操作:一是对禁止型分类赋值为1,其余全部赋值为0,构建指标 *Seropen1*;二是对禁止型和限制型均赋值为1,其余全部赋值为0,构建指标 *Seropen2*;三是对禁止型、限制型和鼓励型均赋值为1,其余全部赋值为0,构建指标 *Seropen3*。最后,在代入模型环节,将三个递进指标分别代入新建测度模型,进而得到三个对应省级服务业开放度指标。同理,该指标越大表示服务业FDI参股限制程度越大,即服务业开放水平越低。表4中列(4)至列(6)报告了以上三个递进服务业开放指标的2SLS回归结果,可见三个指标的系数均显著为负,与基准检验结果基本保持一致,进一步验证了上文结果是稳健可靠的^③。

3. 加大约束力度。此处将个体和地区交互项引入实证模型的回归分析,有助于增加固定效应的约束程度,且检验结果与前文保持高度一致,再一次证明本文结论具有较强的科学性和稳健性。限于篇幅,此处结果存档备案。

①该表中控制变量“有”表示控制全部的控制变量,限于篇幅无法报告全部结果,存档备案。后文控制变量说明与此处相同。

②此处2SLS回归结果是有效的,限于篇幅略去相应检验结果,存档备案,后文同。

③笔者还进行了三种递进解释变量条件下,更换被解释变量的进一步检验,估计结果存档备案。

(五) 异质性检验

1. 制造业产业异质性。本文将制造业划分为资本密集型和劳动密集型^②,表5报告了服务业开放对资本密集型产业和劳动密集型产业出口技术复杂度的2SLS回归结果。其中,资本密集型制造业回归中解释变量的符号和显著性水平均未改变,表明该促进作用在产业异质性情况下显著成立;劳动密集型制造业回归中解释变量显著性水平降低

为5%。可能的原因是劳动密集型产业对技术水平要求较低,使得其对服务业开放带来的技术和知识外溢效应的吸收和利用率较低,由此,服务业开放对资本密集型产业回归系数的显著性水平高于劳动密集型。

2. 区域异质性。该部分将地区分为东部地区及中西部地区,表5进一步报告了东部和中西部地区服务业开放对出口技术复杂度的2SLS回归结果,可见不同区域的服务业开放均可以有效提升制造业出口技术复杂度,进一步验证上述结论的可靠性。其中,值得一提的是,中西部地区回归结果中解释变量的显著性水平降低为5%,可能的原因是:相比于中西部地区,东部地区较为发达,其整体的经济水平、基础设施水平和服务业发展水平较高,有助于东部企业充分发挥服务业开放为之带来的知识和技术的外溢效应,使得东部地区的服务业开放对制造业出口技术复杂度的提升效果更加显著。

(六) 中介效应检验

根据前文理论机制的分析和实证结果可知,服务业开放可能通过提升创新水平和资本存量水平等渠道,显著促进制造业出口技术复杂度升级,那么二者间中介作用渠道能否得到验证呢?为此,首先分析服务业开放对创新水平和资本存量水平的影响,再检验二者分别对制造业出口技术复杂度的作用效果。具体中介效应模型如下:

$$inno = \alpha_0 + \alpha_1 Ser_open_{tpq} + \gamma_1 X_{tpq} + \varepsilon_{tpq} \tag{9}$$

$$ziben = \alpha_0 + \alpha_1 Ser_open_{tpq} + \gamma_1 X_{tpq} + \varepsilon_{tpq} \tag{10}$$

$$us20out_{tpq} = \alpha_0 + \alpha_1 Ser_open_{tpq} + \alpha_2 inno + \gamma_t + \gamma_p + \gamma_q + \varepsilon_{tpq} \tag{11}$$

$$us20out_{tpq} = \alpha_0 + \alpha_1 Ser_open_{tpq} + \alpha_3 ziben + \gamma_t + \gamma_p + \gamma_q + \varepsilon_{tpq} \tag{12}$$

其中, *inno* 为各省新产品销售收入的自然对数, *ziben* 为利用永续盘存法测度的资本存量水平。表6报告了中介效应的检验结果,列(1)和列(2)分别显示服务业开放对创新水平及资本存量水平的作用系数显著为负,表明其对二者均有显著的促进效应;列(3)和列(4)报告了依次引入创新水平和资本存量水平后的回归结果,可见中介变量的回归系数均显著为正,且服务业开放水平系数显著为负,进而证实了服务业开放通过提升创新和资本存量水平促进制造业出口技术复杂度的提升,支持了本文 H2、H3 及相关理论机制。

表5 异质性检验结果^①

	资本密集型	劳动密集型	东部地区	中西部地区
<i>Ser_open</i>	-0.065 *** (-4.545)	-0.054 ** (-2.511)	-0.131 *** (-3.264)	-0.060 ** (-2.119)
控制变量	有	有	有	有
C	0.828 *** (9.027)	0.593 *** (3.718)	0.799 *** (9.880)	0.745 *** (7.784)
OBS	960	480	528	912
R ²	0.855	0.834	0.033	0.016

表6 中介效应检验结果^③

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ser_open</i>	-1.338 ** (-2.680)	-0.691 * (-1.842)	-0.122 ** (-2.080)	-0.125 *** (-15.610)
<i>inno</i>			0.020 ** (2.297)	
<i>ziben</i>				0.034 *** (11.480)
控制变量	有	有	有	有
C	11.470 *** (15.040)	10.310 *** (16.650)	0.666 *** (5.126)	0.542 *** (11.050)
OBS	1440	1440	1440	1440
R ²	0.985	0.961	0.849	0.849

①针对两类异质性检验,笔者分别进行了更换解释变量和被解释变量的稳健性检验,估计结果均证实了该结论是科学可靠的。限于篇幅,存档备案。

②第八、九、十一和十二类为劳动密集型制造业,其余为资本密集型制造业。

③笔者进行了更换被解释变量的稳健性检验及 Sobel 检验,结果存档备案。

六、结论性评述

本文基于服务业外资参股制度及修正后的 Schott 相似度模型,考察服务业开放对制造业亚产业出口技术复杂度的作用机制,得到的结论主要有:首先,整体来看,服务业开放能有效提高中国制造业产品出口技术复杂度,该结论在多维检验中均稳健成立。其次,服务业开放对制造业出口技术复杂度的积极作用存在细微的异质性特征,主要表现在其对资本密集型产业的促进作用显著于劳动密集型;相比于中西部地区,其对东部地区企业出口技术复杂度积极作用较为显著。最后,从作用渠道来看,服务业开放通过提高创新及资本存量水平,有效促进制造业出口技术复杂度升级。故加快服务业开放的改革进程,是实现中国制造业由“制造大国”向“制造强国”转变,摆脱全球价值链“低端锁定”,进而顺应经济发展趋势的可行之径。

基于上述结论,可以提出如下政策启示:(1)应增加服务业试点城市数量,放宽服务业外资准入限制。地方政府参照开放试点成功案例,在东部沿海地区及经济发展水平较高的中西部城市实施服务业开放试点战略;降低市场准入限制标准,尤其放宽对高端新兴服务领域的外资准入限制,完善新版市场准入“负面清单”管理制度。(2)应推进中西部地区服务业开放政策,增强劳动密集型产业出口技术复杂度提升效应。在保持东部地区技术复杂度提升优势的同时,加大对中西部地区及劳动密集型企业的研发投入;招引国外优质服务企业落户包括成都和重庆等在内基础较好的中西部城市,助力中高端制造业向中西部地区的转移。(3)应促进生产性服务业发展,推动服务贸易与新技术紧密结合。服务企业要掌握智能化技术与管理经验,加快新基础设施建设,发展与制造业息息相关的生产性服务业;培育新兴服务业,推动传统产业与互联网、人工智能等前沿技术紧密结合,破解传统产业的技术瓶颈。

参考文献:

- [1] Bas M. Does services liberalization affect manufacturing firms' export performance: Evidence from India[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42: 569 - 589.
- [2] Beverelli C, Fiorini M, Hoekman B. Services trade policy and manufacturing productivity: The role of institution[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104: 166 - 182.
- [3] 杜运苏,彭冬冬,陈启斐. 服务业开放对企业出口国内价值链的影响——基于附加值率和长度视角[J]. *国际贸易问题*, 2021(9): 157 - 174.
- [4] 申明浩,刘文胜. 服务业开放对制造业资源错配效应研究——基于工业企业数据库的实证分析[J]. *国际贸易问题*, 2016(11): 97 - 107.
- [5] 符大海,鲁成浩. 服务业开放促进贸易方式转型——企业层面的理论和中国经济[J]. *中国工业经济*, 2021(7): 156 - 174.
- [6] Schott P K. The relative sophistication of Chinese exports[J]. *Economic Policy*, 2008, 53(1): 6 - 49.
- [7] Dani R. What's so special about China's exports? [J]. *China & World Economy*, 2006(5): 1 - 19.
- [8] Hausmann R, Rodrik D. Economic development as self-discovery[J], *Journal of Development Economics*, 2003, 72(2): 603 - 633.
- [9] Xu B, Lu J Y. Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports [J]. *China Economic Review*, 2009 (12): 34 - 45.
- [10] 陈晓华,黄先海,刘慧. 中国出口技术结构演进的机理与实证研究[J]. *管理世界*, 2011(3): 44 - 57.
- [11] 盛斌,毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J]. *世界经济*, 2017(12): 52 - 75.
- [12] Poncet J S. What Chinese provinces export matter for their income and export performance[J]. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 2010, 17(3): 279 - 298.
- [13] 陈晓华,刘慧. 出口技术复杂度演进加剧了就业性别歧视? ——基于跨国动态面板数据的系统 GMM 估计[J]. *科学学研究*, 2015(4): 549 - 560.
- [14] 姚战琪. 服务业开放对中国出口技术复杂度的影响研究[J]. *学术论坛*, 2019(1): 79 - 87.
- [15] Segerstrom P S. The long-run growth effects of R&D subsidies[J]. *Journal of Economic Growth*, 2000, 5(3): 277 - 305.

- [16] Jung-Hwan Kim, Minjeong Kim, Lennon S J. Information components of apparel retail web sites: Task relevance approach[J]. *Journal of Fashion Marketing and Management*, 2007, 11(4): 494-510.
- [17] 戴翔. 服务贸易自由化是否影响中国制成品出口复杂度[J]. *财贸研究*, 2016(3): 1-9.
- [18] 于翠萍. 服务业贸易开放的技术进步效应——基于出口产品技术复杂度的分析[J]. *现代经济探讨*, 2020(11): 105-115.
- [19] 秦帅. 服务业对外开放对制造业全球价值链地位提升研究[D]. 南京: 南京大学, 2018.
- [20] 沈鸿, 顾乃华. 服务贸易开放能否提高制造业生产率[J]. *经济与管理研究*, 2017(3): 72-81.
- [21] 陈昊, 吴雯. 中国 OFDI 国别差异与母国技术进步[J]. *科学学研究*, 2016(1): 49-56.
- [22] Schoot P K. Across-product versus within-product specialization in international trade[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(2): 647-678.
- [23] Melitz M J. The impact of trade on Intra-Industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [24] Melitz M J, Giancarlo I, Ottaviano P. Market size, trade, and productivity[J]. *The Review of Economic Studies*, 2008, 75(3): 985-985.
- [25] 渐斌. 服务业开放对我国服务出口技术复杂度的影响研究[D]. 济南: 山东大学, 2021.
- [26] 程锐, 马莉莉. 高级人力资本扩张与制造业出口产品质量升级[J]. *国际贸易问题*, 2020(8): 36-51.
- [27] 周茂, 李雨浓, 姚星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级: 来自高校扩招的证据[J]. *管理世界*, 2019(5): 64-77.
- [28] 孙浦阳, 蒋为, 陈惟. 外资自由化、技术距离与中国企业出口——基于上下游产业关联视角[J]. *管理世界*, 2015(11): 53-69.
- [29] Arnold J M, Javorcik B, Lipscomb M, et al. Services reform and manufacturing performance: Evidence from India[J]. *Economic Journal*, 2016, 126(590): 1-39.
- [30] 施炳展, 游安南. 数字化政府与国际贸易[J]. *财贸经济*, 2021(7): 145-160.
- [31] 陈晓华, 刘慧, 张若洲. 高技术复杂度中间品进口会加剧制造业中间品进口依赖吗? [J]. *统计研究*, 2021(4): 16-29.

[责任编辑:高婷]

The Opening of Service Industry and Technological Complexity of Chinese Manufacturing Export

CHEN Xiaohua¹, DENG He¹, CHEN Hangyu²

(1. School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: In order to investigate the relationship between the service industry opening and technological complexity of Chinese manufacturing export, this paper constructs a new method to measure the overall opening level of provincial service industry in China from the policy perspective of foreign equity. The results show that: firstly, service industry opening helps to improve technological complexity of Chinese manufacturing export. Secondly, the impact of the service industry opening on technological complexity of Chinese manufacturing export is characterized by subtle heterogeneity. The positive effect is more significant in capital-intensive industries and enterprises in the eastern regions. Thirdly, service industry opening promotes the increase in technological complexity of manufacturing export by improving the level of innovation and capital stock. Therefore, further opening of the service industry from the source of policy is of great significance for Chinese manufacturing industry to achieve high-quality development and get rid of the predicament of “low-end lock-in” in the global value chain.

Key Words: service industry opening; manufacturing industry; technological complexity; foreign equity opening; technological innovation effect; capital stock effect