

# 扩大服务业开放与制造业全要素生产率提升

戴翔<sup>1</sup>, 沈佳倩<sup>1</sup>, 占丽<sup>2</sup>

(1.南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815; 2.无锡太湖学院 商学院, 江苏 无锡 214064)

**摘要:**文章分析了扩大服务业开放影响制造业全要素生产率提升的机制,并选用中国2009—2019年15个制造业细分行业为研究样本进行实证分析。结果表明:扩大服务业开放能够通过中间投入效应、知识溢出效应和资源再配置效应三个渠道显著提升制造业全要素生产率;但受到各种因素制约,竞争效应并未通过中介机制检验。这项研究不仅有助于从理论上认识扩大服务业开放对推动制造业全要素生产率提升的作用机制,以及为评估现实影响提供直接的经验证据,而且就如何从扩大服务业开放角度探寻推动制造业全要素生产率提升进而促进制造业升级转型,也有重要政策启示。

**关键词:**服务业开放;制造业全要素生产率;中间投入效应;知识溢出效应;资源再配置效应;竞争效应

[中图分类号]F124.1 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2022)05-0036-13

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2022.05.005

## Expansion of Service Industry Opening and Total Factors Productivity Improvement in Manufacturing Industry

Dai Xiang<sup>1</sup>, Shen Jiaqian<sup>1</sup>, Zhan Li<sup>2</sup>

(1.School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu 211815, China;

2.School of Business, Wuxi Taihu University, Wuxi, Jiangsu 214064, China)

**Abstract:** This paper analyzes the impact mechanisms to expand the opening of service industry on improving total factors productivity of manufacturing industry, and conducts an empirical analysis through selecting 15 manufacturing industry subsectors in China from 2009 to 2019 as the research samples. The results show that expanding the opening of service industry can significantly improve the total factors productivity of manufacturing industry through three channels: intermediate input effect, knowledge spillover effect and resource reallocation effect. However, due to various factors, the competition effect has not been tested by intermediary mechanism. Current study not only contributes to theoretically understanding the role mechanism of expanding service industry opening in promoting total factors productivity in manufacturing and provides direct empirical evidence to assess the real impact, but also offers important policy implications on how to promote total factors productivity in manufacturing from the perspective of expanding service industry opening and thus promote upgrading and transformation of manufacturing industry.

**Key words:** service industry opening; total factors productivity in manufacturing; intermediate input effect; knowledge spillover effect; resource reallocation effect; competition effect

收稿日期:2022-01-21

基金项目:江苏高校哲学社会科学研究重大项目(2021SJZDI018);国家社会科学基金青年项目(21CJL019);  
国家社会科学基金一般项目(21BJL101)

作者简介:戴翔(1980—),男,教授,主要从事开放型经济理论与实践研究;

沈佳倩(1995—),女,高级研究员,主要从事经济统计研究。

通信作者:占丽(1982—),女,副教授,主要从事服务贸易研究。

## 一、引言

改革开放40多年以来,尤其是在2001年加入WTO以后,中国制造业在融入全球价值链体系中获得了长足发展,生产规模不断扩大,促进了国民经济快速发展。但“大而不强”一直是中国制造业“成长的烦恼”。随着我国经济进入高质量发展阶段,过去依赖自然资源消耗和劳动力优势的粗放型发展模式亟需改变,传统要素禀赋比较优势的消失意味着中国需要提升制造业全要素生产率,进而加快制造业升级转型速度。制造业转型升级离不开服务业,尤其是高端生产服务业的支撑<sup>[1-2]</sup>。一方面,全球进入服务经济时代,且服务业与制造业之间呈现分而不离、相辅相成的关系;另一方面,服务贸易自由化已成为经济全球化发展的重要趋势和重要内容,为制造业生产引入了大量先进优质的中间服务要素投入,成为促进制造业全要素生产率提升进而加快制造业升级转型的有力推手。我国利用全球范围内的服务要素,可以破解国内服务要素供给不足,为制造业转型升级带来了重要机遇<sup>[3]</sup>。我国已公布施行《中华人民共和国服务贸易具体承诺减让表》,不仅积极履行了开放承诺,减少甚至取消了一系列对服务业的限制条件,十几年间的服务进出口总额连续占据世界前列。党的十九届五中全会审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展的第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确指出,要“有序扩大服务业对外开放”<sup>[4]</sup>。扩大服务业开放必将成为我国实施更高水平开放的重要发展方向和重点领域。基于此,本文提出一个既有理论意义又有实践价值的课题:中国扩大服务业开放能否推动制造业全要素生产率提升?如果答案是肯定的,其作用机制又是什么?

实际上,众多学者已从理论和实证层面论证了服务业开放与东道国制造业全要素生产率提升进而促进制造业升级。在理论层面,代表

性观点主要体现在三个方面。一是服务业开放可以带来先进优质的中间服务投入要素,并能促进制造业自身生产要素最大程度的优化配置,从而带动制造业生产率提升进而促进制造业升级。也就是说,当东道国引入国外先进优质的生产性中间服务投入要素后,这些高技术含量的生产性服务能够有效弥补国内关键服务短缺,增强制造业服务要素优化配置,从而提升制造业产品附加值和效率<sup>[5-6]</sup>。二是制造业通过服务外包,将内嵌于生产过程中的服务环节交付给专业服务机构,实现专业化生产,从而降低交易成本。这不仅能够有效缓解制造业资源配置不足的紧张局面,也有助于制造业重新分配有限的生产资源,并专注自身核心生产环节的升级发展,从而助推制造业全要素生产率提高进而促进制造业升级<sup>[7-8]</sup>。三是服务业开放能够通过外部溢出效应促进制造业生产效率提升。具体而言,服务业开放能引进优质的跨国服务企业,当这些跨国服务企业融入东道国产业链时,可以与东道国企业间产生前向、后向关联效应。国外优质服务企业带来的先进技术,能够通过直接或者间接渠道与东道国企业共享、传递,从而示范引领东道国企业加快研发投入。东道国企业在模仿国外先进技术基础上,调整生产模式,提升其生产率<sup>[9-11]</sup>。

在实证层面,虽然学者们选取了不同的研究视角和不同的研究对象,但研究结论基本一致。Eschenbach等通过研究发现,制造业国际竞争优势与行业生产技术含量息息相关,任何一个国家要想攀升国际分工产业链中高端,都必须不断提高技术研发投入,而生产性服务贸易能显著提升制造业产品的技术水平和产出效率<sup>[12]</sup>。基于捷克1998—2003年微观企业数据和基于2001—2007年乌克兰数据的实证结果均显示,服务业开放程度越高,越有利于促进国内制造业生产效率的提升<sup>[13-14]</sup>。基于15个OECD国家数据的研究发现,服务贸易壁垒的减少能有效提升制造业全要素生产率水平,并

在此作用下呈现制造业转型态势<sup>[15]</sup>。利用中国经验证据的研究也发现,国内服务业目前存在的问题可以通过服务进口的方式得到解决,同时在先进技术的刺激下,制造业技术水平和生产力将得到一定程度的提升<sup>[16]</sup>,并且生产性服务贸易对制造业全要素生产率存在显著的前向溢出效应,同时跨境贸易和跨境商业均能促进制造业全要素生产率的提升,但前者对制造业全要素生产率的提升作用大于后者<sup>[17-19]</sup>。

现有研究为我们理解扩大服务业开放推动制造业全要素生产率提升具有重要的参考价值和借鉴意义。与现有研究相比,本文可能的贡献在于:一是厘清了服务业开放影响制造业全要素生产率的作用机制;二是构建了服务业开放度指标,检验了服务业开放对制造业全要素生产率的具体影响。

## 二、机制分析及研究假说

服务业开放主要通过中间投入效应、知识溢出效应、竞争效应、资源再配置效应等作用机制促进制造业全要素生产率提升。

### (一)基于中间投入的制造业全要素生产率提升机制

中间投入效应是指制造业中间投入从实物要素向服务要素逐渐转变,使得制造业投入服务化程度加深,并通过资源配置、技术创新及生产成本三条渠道影响制造业全要素生产率<sup>[20]</sup>。事实上,制造业生产链不仅包含产品生产环节,还包含研发、设计、金融、咨询等服务环节。在本国服务业水平较低的国家,制造业投入的服务要素受限于质量低下、数量稀少的国内服务企业,使得制造业难以提高资源配置效率,从而进一步阻碍制造业技术进步和成本节约。随着中国服务业尤其是生产性服务贸易扩大开放,大量先进优质的国外服务要素被引进国内市场,带来了中间服务投入要素种类、数量、质量、技术水平等多重提升<sup>[21]</sup>,从而弥补了国内服务业水平较低的短板。中国扩大服务业开放,有

利于国内制造业企业加大采用来自发达国家多元化、优质高效的生产性服务要素,将先进的知识、技术等高级生产要素引入制造业,从而帮助其持续优化实物要素与服务要素的配置比例,促进其技术水平提升、成本降低和产品附加值提升,进而推动制造业全要素生产率提升。

据此,本文提出假说 H1:扩大服务业开放可以通过中间投入效应作用机制,推动制造业全要素生产率提升。

### (二)基于知识溢出的制造业全要素生产率提升机制

Romer 在知识溢出模型中加入了人力资本和技术水平两个要素,认为人力资本和技术水平是推动行业生产率提升的关键因素,且均具有极强的外部性<sup>[22]</sup>。与货物贸易相比,现代服务业具有技术密集、信息密集等特点,更具有公共品的外部性特征,能够通过技术外溢和人力资本流动产生更强的知识溢出效应。

中国扩大服务业开放,特别是服务贸易的自由化发展,有利于引进国外高技术水平服务企业,从而给国内服务企业带来示范引领作用,产生技术外溢效应。目前,中国服务业存在效益低下、创新能力不足等问题,为打破服务业低水平发展困境,可以通过扩大服务业开放,积极与服务业发达、服务技术水平高的国家合作。高技术水平的国外服务企业可以带来先进的生产技术、优秀的服务文化和丰富的经营模式,后发优势理论指导下的中国产业发展,势必会借鉴、模仿、吸收先进的研发技术、服务文化和经营模式,弥补知识技术短板<sup>[23]</sup>。同时,中国制造业企业通过“干中学”,不断吸收、总结、改进技术,提升自主创新能力,从而推动制造业和服务业的跨部门合作,使得制造业集聚更多创新要素,进一步增加创新产出,从而促进制造业全要素生产率提升。

此外,中国扩大服务业开放,跨国服务公司进入中国,势必会雇佣中国劳动力,通常也会通

过培训向中国劳动力传授先进的生产技术和知识,从而增强中国劳动力素质,提升制造业技术创新能力,并增加中国人力资本储备。同时,随着人力资本的流动,跨国服务公司的高技术水平劳动力,可以向中国本土企业转移,进而将跨国服务公司先进的知识技能融入本土制造业生产环节中,提高制造业技术创新水平,推动制造业全要素生产率提升。

由此,本文提出假说 H2:扩大服务业开放可以通过知识溢出效应作用机制,推动制造业全要素生产率提升。

### (三)基于竞争效应的制造业全要素生产率提升机制

异质性企业贸易理论曾提出进口竞争效应假说,认为国际贸易能加剧本国产品市场的竞争,改善市场结构,提升国内行业的平均生产率<sup>[24]</sup>。还有学者指出,进口引起的竞争效应能促进国内企业调整生产经营模式,专注核心业务发展,提升企业资源利用效率<sup>[25]</sup>。与上述研究相似,中国扩大服务业开放后,国内服务企业不仅要面对国内的竞争,还要面对国外高技术水平服务企业流入带来的挑战,这对优化服务业市场结构产生积极作用。具体而言,随着中国扩大服务业开放,服务企业的增加加剧了国内服务业的竞争,使得国内服务企业可能丧失垄断地位,面临市场淘汰危机,承受巨大的发展压力。在陷入困境初期,国内服务企业往往通过降低服务价格来争夺市场份额,增加消费者粘性。降低服务价格有利于制造业降低中间服务投入要素的成本,使产品整体成本下降,促进制造业生产率提升。当价格降至底线,国内服务企业为了拥有主动权,不得不重视技术提升和创新发展模式。也就是说,服务业开放带来的竞争效应能倒逼国内服务企业充分利用技术溢出效应,加快服务产品创新,丰富服务内容和种类,提升服务品质和技术水平。只有不断提升国内服务企业的产出效率和技术含量,才能与先进的国外服务企业竞争,进而实现国内

服务企业持续发展。转型失败或者未更新功能的国内服务企业将面临淘汰。故竞争效应可以促进国内服务市场集中度降低,市场结构得到优化,提高制造业中间服务投入要素质量,提升制造业生产技术含量,增加产品附加值,从而推动制造业全要素生产率提升。

由此,本文提出假说 H3:扩大服务业开放可以通过竞争效应作用机制,推动制造业全要素生产率提升。

### (四)基于资源再配置效应的制造业全要素生产率提升机制

不同国家的生产要素价格存在显著差异,企业在利润最大化目标驱动下,会从国外买入中间服务投入要素,将生产效率较低和成本较高的服务活动外包给其他国家,从而集中资源发展优势环节<sup>[26]</sup>,加深专业化分工程度,改善资源配置效率,产生资源再配置效应。在全球价值链分工条件下,制造业企业很难在每个环节都具有比较优势,也就不可能将资源配置到价值链所有环节。如果国内服务业面临封闭发展且服务要素稀缺的双重限制,那么国内制造业企业不得不寻求生产链的整体升级,这不仅会浪费有限的生产资源,而且会拉长生产周期,增加时间成本,降低制造业生产效率。扩大服务业开放,既可以降低服务外包壁垒和交易成本,又能扩大服务要素的选择范围,越来越多的制造业企业通过服务外包,将原本内嵌于生产环节的服务外包给专业化服务机构,可以减少无谓的服务试错成本,重点培养和发展具有核心竞争优势的专业生产环节,缩短生产周期,降低管理成本与协调成本,实现规模经济效应,提高生产效率,增加产品附加值和国际竞争力,改善资源配置效率。专业化生产引发的资源再配置效应,一定程度上可以破解我国制造业“大而不强”的不利局面,促进制造业发展由“大而空”向精细化、专业化生产转变,组织结构由水平化向高度垂直化转变,价值链由低端向中高端转变,改善资源配置效率,实现资源再配置效应,

进而推动制造业全要素生产率提升。

据此,本文提出假说 H4:扩大服务业开放可以通过资源再配置效应作用机制,推动制造业全要素生产率提升。

### 三、研究设计

#### (一)变量选取

##### 1.被解释变量

被解释变量为制造业全要素生产率(*TFP*)。现有制造业全要素生产率的测度指标主要有行业劳动生产率、人均利税额、全要素生产率(*TFP*)、出口复杂度、全球价值链(*GVC*)地位指数等,本文运用 DEA-Malmquist 生产率指数法测算制造业细分行业全要素生产率(*TFP*),具体计算公式如下:

$$TFP_{it} = P_{it} \times S_{it} \times T_{it} \quad (1)$$

其中,下标 *i* 表示制造业细分行业,下标 *t* 表示年份,*P* 为纯技术效率,*S* 为规模效率,*T* 为技术进步。

##### 2.核心解释变量

核心解释变量为服务业开放度(*Sopen*)。根据世界贸易组织《服务贸易总协定》,国际服务贸易通常有自然人流动、商业存在、跨境支付、境外消费四种模式,而测度这些模式的数据难以确定和获得,且有些国家的服务贸易数据较隐蔽,故服务贸易难以像货物贸易一样有明确的衡量指标。目前,众多研究采用服务 *FDI*、服务贸易额等定量指标以及服务贸易限制指数

(*STRI*)等定性指标测度服务业开放度。本文使用 *FDI* 渗透率作为服务业开放度(*Sopen*)的测度指标,具体计算公式如下:

$$Sopen_{it} = fdi * \omega_{it} / Y_{it} \quad (2)$$

其中,下标 *i* 表示制造业细分行业,下标 *t* 表示年份,*fdi* 为服务业实际使用的外商直接投资额, $\omega_{it}$  表示权重,即制造业细分行业 *i* 在 *t* 年产出中的服务投入比重,*Y<sub>it</sub>* 为制造业细分行业 *i* 在 *t* 年的产出。

##### 3.控制变量

第一,外商直接投资(*fdi*),主要是通过资本储备、技术溢出和竞争效应对制造业全要素生产率产生影响,用制造业细分行业实际使用的外商直接投资额测度。第二,规模(*scale*),用制造业细分行业资产总计测度。第三,人力资本(*hr*),用规模以上制造业细分行业研发人员全时当量测度。第四,研发投入强度(*rd*),用制造业细分行业研发经费内部支出占营业收入之比测度。第五,管理成本(*mag*),用制造业细分行业的管理费用占营业收入之比测度;第六,国有企业比重(*control*),用制造业细分行业的国有企业数量占规模以上制造业企业总数之比测度。

#### (二)数据来源及说明

根据 GB/T4754—2011、GB/T4754—2017,本文选取了 2009—2019 年 15 个制造业细分行业为研究样本,每个变量有 165 个观测值。本文主要指标的数据来源如表 1 所示。

表 1 主要指标的数据来源

	含义	计算方法	数据来源
被解释变量	制造业全要素生产率( <i>TFP</i> )	DEA-Malmquist 指数法	《中国工业经济统计年鉴》
解释变量	服务业开放度( <i>Sopen</i> )	服务业 <i>FDI</i> 渗透率	《中国投入产出表》《中国统计年鉴》
	外商直接投资( <i>fdi</i> )	实际使用的外商直接投资额	《中国统计年鉴》
	规模( <i>scale</i> )	资产总计	《中国工业经济统计年鉴》
控制变量	人力资本( <i>hr</i> )	研发人员全时当量	《中国工业经济统计年鉴》 国泰安研究服务中心数据库
	研发投入强度( <i>rd</i> )	研发经费内部支出/营业收入	《中国科技统计年鉴》
	管理成本( <i>mag</i> )	管理费用/营业收入	《中国工业经济统计年鉴》
	国有企业比重( <i>control</i> )	国有企业数量/规模以上制造业企业总数	《中国工业经济统计年鉴》

### (三)基准模型设定

为了进一步探究服务业开放对制造业全要素生产率的影响,本文拟选取2009—2019年15个制造业细分行业的面板数据进行实证分析,基准回归方程设定如下:

$$TFP_{it} = \beta_1 + \beta_2 Sopen_{it} + \beta_3 Lnfdi_{it} + \beta_4 Ln scale_{it} + \beta_5 Ln hr_{it} + \beta_6 rd_{it} + \beta_7 mag_{it} + \beta_8 control_{it} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $i$ 表示制造业细分行业, $i=1,2,\dots,15$ ;  $t$ 表示年份, $t=2009,2010,\dots,2019$ ;  $TFP_{it}$ 为制造业细分行业 $i$ 在 $t$ 年的全要素生产率,  $Sopen_{it}$ 为制造业细分行业 $i$ 在 $t$ 年的服务业开放度,  $fdi_{it}$ 、 $scale_{it}$ 、 $hr_{it}$ 、 $rd_{it}$ 、 $mag_{it}$ 、 $control_{it}$ 分别表示制造业细分行业 $i$ 在 $t$ 年的外商直接投资额、规模、人力资本、研发投入强度、管理成本、国有企业比重, $\beta_1$ 至 $\beta_8$ 分别为变量待估计系数, $\eta_i$ 表示行业固定效应、 $\eta_t$ 表示年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。为缩小变量间数量级

差异,本文对 $fdi$ 、 $scale$ 和 $hr$ 三个控制变量进行了对数化处理。

## 四、实证检验与结果分析

### (一)基准回归分析

通过Hausman检验,本文选择固定效应模型探究扩大服务业开放对制造业全要素生产率提升的影响。表2报告了扩大服务业开放对制造业全要素生产率提升影响的基准回归结果。表2列(1)、列(2)分别为只加入服务业开放度、同时加入服务业开放度与控制变量的回归结果,但均未考虑加入行业固定效应和年份固定效应。表2列(3)、列(4)在列(2)基础上逐步加入行业固定效应、年份固定效应的回归结果。表2列(1)至列(4)结果显示,核心解释变量( $Sopen$ )的系数符号和显著性水平基本一致,说明本次实证具有一定的稳定性,故本文只对表2列(4)结果进行分析。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$TFP$	$TFP$	$TFP$	$TFP$
$Sopen$	0.152*** (24.82)	0.109*** (16.81)	0.071*** (11.11)	0.045*** (5.24)
$Lnfdi$		6.895*** (5.43)	7.030*** (7.07)	15.427*** (3.61)
$Ln scale$		-1.279*** (-4.22)	0.308 (0.65)	0.994* (1.90)
$Ln hr$		1.227*** (9.18)	2.005*** (14.58)	1.921*** (8.67)
$rd$		-7.351 (-1.39)	-2.714 (-0.65)	-2.389 (-0.59)
$mag$		-20.978*** (-4.79)	-20.185*** (-4.05)	-18.162*** (-3.76)
$control$		-3.894** (-2.20)	5.511*** (3.19)	6.075*** (3.56)
常数项	1.158*** (11.74)	-25.667*** (-5.36)	-33.917*** (-8.87)	-66.490*** (-4.38)
行业固定效应	No	No	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	Yes
$N$	165	165	165	165
$adj.R^2$	0.805	0.923	0.937	0.944

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%和10%显著性水平,括号内为 $t$ 值。下同。

表 2 列(4)结果显示,*Sopen* 的估计系数为 0.045 且在 1%水平上显著,说明服务业开放度(*Sopen*)每提高 1%,制造业全要素生产率(*TFP*)提升 0.045%,这意味着扩大服务业开放能显著推动制造业全要素生产率提升,前文的理论预期得到验证。这与舒杏等的结论一致<sup>[19]</sup>。可能原因如下:其一,扩大服务业开放,国外先进服务企业进入中国的壁垒逐渐减少,有利于国内制造业中间服务投入要素的质量提升和选择范围扩大,从而通过中间投入作用机制推动制造业全要素生产率提升。其二,国外生产性服务企业通过研发技术示范引领、人力资本流动、信息共享互换等渠道为国内服务企业带去先进的知识技术,提升了中间服务投入要素的质量,降低了中间服务投入要素的成本,从而通过知识溢出作用机制推动制造业全要素生产率提升。其三,扩大服务业开放,带来了服务要素的自由流动,使得国内服务企业竞争加剧的同时,优化了服务业市场结构,国内服务企业为保持自身市场份额必须不断提升服务质量,从而通过竞争效应推动制造业全要素生产率提升。其四,扩大服务业开放,制造业企业通过将原本效率低下、专业化程度不高的生产性服务环节外包和转移给具有比较优势的外国服务企业后,有利于制造业企业合理配置有限的生产要素资源,集中力量发展具有“比较优势”的生产环节,增强核心竞争力,提升专业化程度,节约成本,从而通过资源再配置效应推动制造业全要素生产率提升。

控制变量方面,外商直接投资(*Lnfdi*)的估计系数为 15.427,且在 1%水平上对制造业全要素生产率(*TFP*)产生显著的正向作用。原因可能是外商直接投资给我国制造业企业带来的“干中学”效应、技术溢出效应推动了制造业全要素生产率提升。规模(*Lnscale*)在 10%的水平上显著为正,估计系数为 0.994,说明行业规模越大,越有利于制造业全要素生产率提升。原因可能是,行业内企业规模越大,资金越雄厚,越有利于保证制造业企业加大中间服务

要素的投入,也越有助于提高制造业产值,从而推动制造业全要素生产率提升。人力资本(*Lnhr*)的实证结果表明,当人力资本(*Lnhr*)每提高 1%,制造业全要素生产率提升 1.921%,意味着人力资本是推动制造业全要素生产率提升的关键生产要素之一。原因可能是,经济高质量发展离不开人才的支撑,尤其是制造业发展离不开“人才红利”,而人力资本水平越高,说明制造业中研发人员数量越多,整体劳动力知识技术水平较高,就越有利于增强企业创新能力,发展核心优势业务,增加产品附加值,提升生产效率。管理成本(*mag*)的估计系数显著为负,管理成本每增加一个单位,制造业全要素生产率就下降 18.162 个单位,表明管理成本(*mag*)与制造业全要素生产率(*TFP*)负相关。原因可能是,管理成本不断提高,意味着企业在管理层面耗费的资源越来越多,可能是管理层级的无谓增加,甚至是管理体系的越来越僵化低效,进而阻碍制造业全要素生产率提升。国有企业比重(*control*)的系数估计为 6.075 且在 1%的水平上显著,说明制造业中的国有企业比重增加,能在一定程度上推动制造业全要素生产率提升。原因可能是,国有企业往往拥有雄厚的资本和高素质的劳动力等生产要素,且参与国际市场竞争时更易获得政府支持;同时,与民营经济等其他所有制企业相比,国有企业面临更强的社会舆论监督,更需要不断改善自身生产技艺、促进资源优化配置和提升生产率。研发投入强度(*rd*)的估计系数为 -2.389 且不显著,表明研发投入强度的增加不但没有推动制造业全要素生产率提升,反而产生了负向作用,但该负向作用总体上不显著。其原因可能如下:一是虽然我国政府越来越重视研发投入,但制造业研发投入水平仍低于发达国家;二是即使我国制造业企业研发投入逐年增加,但存在研发投入结构不合理等问题,使得制造业转型难见成效;三是国内制造业企业自主创新能力不强,产学研发展也存在失衡,一定程度上制约了制造业技术进步和生产率提升。虽然实证

结果显示,研发投入增加可能对制造业全要素生产率提升产生负向作用,但研发投入仍应成为推动制造业全要素生产率提升的关键要素之一。

(二)稳健性检验

本部分从替换核心解释变量、消除极端值和对模型中可能存在的内生性问题进一步考察,就扩大服务业开放对制造业全要素生产率提升的影响进行稳健性检验。

1. 替换核心解释变量和消除极端值的稳健性检验

(1) 替换核心解释变量

借鉴张艳等做法<sup>[27]</sup>,利用 BOP 统计口径下的服务业进口数额(*SE*)作为服务业 *FDI* 的

替代变量,并据此计算 *FDI* 渗透率(*Sopen2*),具体计算公式如下:

$$Sopen_{it} = SE_{it} * \omega_{it} / Y_{it} \tag{4}$$

其中,*SE* 表示服务业进口额,其他变量符号含义与前文相同。

BOP 口径下的服务业进口额(*SE*)来自联合国贸易和发展会议(UNCTAD)数据库。替换核心解释变量后的稳健性检验结果如表 3 列(1)所示。

(2) 消除极端值

为消除变量中个别极端值对回归造成的估计偏误,本文对被解释变量(*TFP*)分别进行 1.5% 双边缩尾与 1.5% 双边截尾处理,稳健性检验结果如表 3 列(2)、列(3)所示。

表 3 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	更换核心解释变量	双边缩尾 1.5%	双边截尾 1.5%	2SLS
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>Sopen2</i>	0.202*** (10.04)	—	—	—
<i>Sopen</i>	—	0.087*** (6.31)	0.091*** (5.17)	0.094*** (6.55)
<i>Lnfdi</i>	-19.668*** (-3.57)	37.543*** (4.18)	34.332*** (3.66)	39.623*** (4.38)
<i>Lnscale</i>	0.038 (0.08)	-0.714*** (-3.43)	-0.703*** (-4.23)	-0.918*** (-4.34)
<i>Lnhr</i>	1.830*** (9.94)	0.387*** (3.14)	0.314*** (5.43)	0.503*** (3.49)
<i>rd</i>	-2.392 (-0.72)	-16.321 (-1.18)	-15.019 (-1.12)	-17.031 (-1.26)
<i>mag</i>	-35.317*** (-7.90)	-7.335*** (-4.16)	-78.089*** (-3.54)	-9.988*** (-3.50)
<i>control</i>	5.499*** (3.93)	-10.284*** (-5.33)	-9.535*** (-4.28)	-11.664*** (-6.76)
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	165	165	162	135
<i>adj. R2</i>	0.961	0.584	0.615	0.837
LM 检验	—	—	—	40.164 (0.0000)
Wald 检验	—	—	—	333.435 (19.93)
Hansen 检验	—	—	—	0.285

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5% 和 10% 显著性水平,LM 检验括号内为 *P* 值, Wald 检验括号内为 *F* 值,其他括号内为 *t* 值。



从表 3 列(1)、列(2)、列(3)结果看出,不论是替换核心解释变量还是消除极端值,稳健性检验与基准回归中服务业开放度估计系数的符号、显著性均未出现实质性改变,仍显著为正,故本文基准回归主要结论是稳健和可靠的。

## 2. 内生性检验

扩大服务业开放能显著推动制造业全要素生产率提升,同时制造业全要素生产率提升对服务业开放会产生新的需求,故服务业开放和制造业全要素生产率可能互为因果关系。同时,模型中可能存在遗漏变量。考虑到模型中遗漏变量和互为因果的内生性问题可能引致估计偏误,本文借鉴 Amiti、许和连等的做法<sup>[28-29]</sup>,将服务业开放度指标的两阶滞后项作为工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)回归对此进行纠正。内生性检验结果如表 3 列(4)所示,LM 检验、Wald 检验、Hansen 检验都通过,说明工具变量选择是合理有效的,考虑模型内生性问题之后的回归结果与基准回归基本一致,仍显著为正,这进一步印证了本文基准回归结果的稳健性。

## (四)机制检验

实证结果显示,扩大服务业开放对制造业全要素生产率提升具有积极的推动作用。在机制分析中,本文认为服务业开放可能通过中间投入效应、知识溢出效应、竞争效应和资源再配置效应等作用机制推动制造业全要素生产率提升。为检验这些机制,本文选择投入服务化指数( $ms$ )、发明专利数( $patent$ )、市场集中度指数( $hhi$ )、总体资源配置效率( $prod$ )作为机制变量,构建中介效应递归模型对这些机制假说进行检验。中介效应递归模型设计如下:

$$TFP_{it} = \beta_1 + c_1 Sopen_{it} + \gamma_0 X_{it} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$M_{it} = \beta_2 + \alpha Sopen_{it} + \gamma_1 X_{it} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$TFP_{it} = \beta_3 + c_2 Sopen_{it} + bM_{it} + \gamma_2 X_{it} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,下标  $i$ 、 $t$  分别代表制造业细分行业和年份, $TFP_{it}$  为制造业  $i$  行业在  $t$  年全要素生产率, $Sopen_{it}$  为服务业 FDI 渗透率, $X_{it}$  代表控制变量集,与前文保持一致, $M_{it}$  表示中介变量,分别是投入服务化指数( $ms$ )、发明专利数( $patent$ )、市场集中度指数( $hhi$ )、总体资源配置效率( $prod$ )。 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $b$ 、 $c$  分别为待估计系数, $\eta_i$ 、 $\eta_t$  分别表示行业和年份固定效应, $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。中介变量指标选择说明如下。

投入服务化指数( $ms$ )。本文选取投入服务化指数( $ms$ )作为中间投入的测度指标。学者们测算投入服务化指数( $ms$ )主要选用直接消耗系数和间接消耗系数<sup>[29-30]</sup>,本文借鉴刘斌等的做法<sup>[31]</sup>,选用完全消耗系数测算,服务化指数( $ms$ )的具体计算公式如下:

$$ms_{kj} = \alpha_{kj} + \sum_{m=1}^n \alpha_{km} \alpha_{mj} + \sum_{s=1}^n \sum_{m=1}^n \alpha_{ks} \alpha_{sm} \alpha_{mj} + \dots \quad (8)$$

其中,下标  $k$ 、 $j$ 、 $m$ 、 $s$  分别代表细分行业, $ms_{kj}$  表示制造业细分行业  $j$  的投入服务化指数;公式右边第一项  $\alpha_{kj}$  为直接消耗系数,即制造业细分行业  $j$  增加一单位生产所要直接用到来自服务行业  $k$  的中间投入占比;公式右边第二项为第一轮间接消耗;第三项为第二轮间接消耗,按照上述方法依次类推至第  $n$  轮,第  $n+1$  项为第  $n$  轮间接消耗。投入服务化指数( $ms$ )原始数据源于省级和省际间投入产出表。

发明专利数( $patent$ )。目前,衡量知识溢出水平的代理指标主要有研发投入<sup>[32]</sup>、基于技术经费支出和专利申请授权数等指标构建的综合指标<sup>[33]</sup>,本文参考寇宗来等的研究方法<sup>[34]</sup>,选取发明专利数( $patent$ )作为知识溢出的测度指标。行业发明专利原始数据源于国泰安研究服务中心数据库。在模型中,本文对  $patent$  进行了对数化处理。

市场集中度指数( $hhi$ )。本文选取市场集中度指数( $hhi$ )作为竞争效应的测度指标。 $hhi$  指数越高,表明制造业细分行业集中垄断程度

高。市场集中度指数选用赫芬达尔—赫希曼指数(HHI),具体计算公式如下:

$$hhi = \sum_{i=1}^n (x_i/X)^2 = \sum_{i=1}^n (S_i)^2 \quad (9)$$

其中,  $x_i$  表示企业  $i$  的总产出,  $X$  表示企业  $i$  所在行业的总产出,  $S_i = x_i/X$ 。

总体资源配置效率( $prod$ )。本文选取总体资源配置效率( $prod$ )指标表征制造业资源再配置效应,具体计算公式为:总体资源配置效率=(劳动力配置效率+资本配置效率)/2。其中,劳动力配置效率通过行业全部就业人数除以制造业销售总产值计算得出,资本配置效率由行业固定资本存量除以制造业销售总产值得到。<sup>①</sup>

机制检验结果如表 4 所示。表 4 列(1)、列(2)报告了中间投入机制的逐步回归结果,列(1)中  $Sopen$  的系数估计显著为正,表明扩大服务业开放对提升制造业投入服务化有显著的正向影响,列(2)中  $Sopen$  和  $ms$  的估计系数均显著为正,说明扩大服务业开放和投入服务化对制造业全要素生产率提升均存在正向推动

作用,且中间投入作用机制存在。但  $Sopen$  在列(2)中的估计系数为 0.035,比基准回归的估计系数 0.152 小,表明中间投入在服务业开放影响制造业全要素生产率中起着部分中介作用,从而验证了机制假说 H1。

表 4 列(3)和列(4)表示知识溢出机制的逐步回归结果。列(3)中  $Sopen$  的估计系数显著为正,表明  $Sopen$  对制造业  $Lnpatent$  有显著的正向作用。列(4)中  $Lnpatent$  对  $TFP$  的估计系数为正但不显著。当  $a$ 、 $b$  至少一个不显著时,可以通过 sobel 检验判断中介效应存在与否,当 sobel 检验结果显著时,中介效应依旧存在,反之不存在<sup>[35]</sup>。表 4 列(2)中 sobel 检验的  $p$  值为 0.000,表明 sobel 检验显著,知识溢出中介效应依旧存在。由此可见,扩大服务业开放可以通过技术外溢和人力资本流动推动制造业企业创新产品,从而推动制造业全要素生产率提升,说明知识溢出中介效应存在。与中间投入机制类似,知识溢出效应下的  $Sopen$  系数比基准回归系数小,表明知识溢出为部分中介作用,从而验证了机制假说 H2。

表 4 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ms</i>	<i>TFP</i>	<i>Lnpatent</i>	<i>TFP</i>	<i>hhi</i>	<i>TFP</i>	<i>prod</i>	<i>TFP</i>
<i>Sopen</i>	0.004*** (7.83)	0.035*** (3.43)	0.015* (1.86)	0.043*** (4.97)	0.000 2*** (4.57)	0.048*** (5.16)	0.001*** (2.68)	0.033*** (4.37)
中介变量		2.308* (1.66)		0.127 (1.35)		-15.860 (-0.81)		9.686*** (7.24)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-2.202** (-2.34)	61.408*** (-3.99)	111.388*** (-8.01)	-52.383*** (-2.84)	0.367*** (5.48)	-60.667*** (-3.61)	5.630*** (6.75)	-11.955 (-0.80)
<i>N</i>	165	165	165	165	165	165	165	165
<i>adj R2</i>	0.909	0.945	0.960	0.944	0.477	0.944	0.885	0.959
sobel 检验 <i>p</i> 值				0.000		0.918		
中介效应	—	显著	—	显著	—	不显著	—	显著

表 4 列(5)和列(6)表示竞争效应机制的逐步回归结果。列(5)结果显示, $Sopen$  的回归系数  $a$  显著为正,意味着  $Sopen$  变大, $hhi$  将会上升。由于  $hhi$  越高,行业垄断程度越高,故列(5)结果表明,扩大服务业开放反而会加深国内服务行业的垄断程度,这与理论预期相反。列(6)结果显示,服务业开放度影响制造业全要素生产率的系数  $c_2$  显著为正, $hhi$  的系数  $b$  为负但不显著,且未通过 sobel 检验。当  $a * b$  与  $c_2$  异号时,为遮掩效应<sup>[35]</sup>。这说明扩大服务业开放带来的竞争效应对制造业全要素生产率提升不具有推动作用,机制假说 H3 没有得到验证。可能原因是,中国服务业开放在入世后虽发展良好,但目前我国服务业开放程度较低,服务业市场垄断仍较高,服务业市场结构较为集中,使得竞争效应还未发挥显著积极作用,服务业开放的量变还未引起制造业全要素生产率提升的质变,服务业开放程度需进一步加深。

表 4 列(7)和列(8)报告了资源再配置机制的逐步回归结果。列(7)中  $Sopen$  的回归系数显著为正,表明  $Sopen$  对  $prod$  存在正向影响。列(8)结果显示, $Sopen$  和  $prod$  对  $TFP$  均有明显的正向推动作用。由此可见,扩大服务业开放的确可以通过资源再配置机制提升制造业全要素生产率,说明资源再配置中介效应存在。需要指出的是,资源再配置效应为部分中介效应,从而验证了机制假说 H4。

## 五、结论与政策启示

本文选择服务业  $FDI$  渗透率作为服务业开放的替代变量,采用 DEA-Malmquist 方法测算得到制造业全要素生产率,进而在理论分析基础上实证检验了扩大服务业开放对制造业全要素生产率提升的现实影响。结果发现,扩大服务业开放能显著推动制造业全要素生产率提升,且该作用是通过中间投入效应、知识溢出效应和资源再配置效应三个渠道产生,当前扩大

服务业开放带来的竞争效应对制造业全要素生产率提升不具有推动作用,可能是因为国内服务业开放晚、程度低、市场垄断程度依旧较高引起的,服务业市场结构有待优化。

经济高质量发展阶段,制造业全要素生产率提升进而推动制造业升级转型离不开服务业支撑。随着制造业发展逐渐向“生产+服务”型转变,两部门融合发展已成为当前经济发展的必然选择。制造业企业如果想提高生产率和在国际分工中获取优势,就可以在服务业开放大格局下寻找新的提升路径和转型空间。因此,如何扩大服务业开放推动制造业全要素生产率提升、推动制造业升级转型是未来经济高质量发展的重要话题。对此,本文得出以下三点政策启示。

第一,进一步扩大服务业开放,促进服务业与制造业融合发展。虽然我国自加入 WTO 后,服务贸易壁垒显著减少,开放程度加深,但同主要发达国家相比,依旧存在较高的服务贸易限制条件。因此,我国应加快服务业开放进程,进一步降低服务业贸易壁垒,积极引进全球高级服务市场资源,吸收更多国外优秀服务企业流入国内市场。政府需引导制造业在生产过程中主动与服务业进行跨部门交流合作,加大中间服务投入要素的配置比例,充分利用中间投入效应、知识溢出效应和资源再配置效应,提高专业分工效率,实现制造业全要素生产率提升进而推动制造业升级转型。

第二,建立有效的国内服务业市场运行机制,营造促进服务业深度开放的良好政策环境。目前,竞争效应这一影响机制并未充分发挥作用,可能原因是我国服务业市场集中度较高,市场结构有待进一步改善。为此,应深化国内服务业市场管理体制机制改革,在确保服务企业质量的前提下减少市场进入壁垒,积极探索负面清单管理模式,形成健康持续的服务市场运行机制。同时,应加快建设促进服务贸易自

由化的良好政策环境,从税收、外汇、外资流入管理体制等方面多管齐下,提高服务贸易便利度和自由度。良好的市场环境能促进服务业繁荣发展,优胜劣汰下的服务业产品更能保障制造业中间服务投入要素的质量,有利于提升制造业发展质量。

第三,制订科学合理的服务业开放政策,引导服务业开放路径,找准服务业重点投入部门。异质性分析表明,具有不同生产要素特征的制造业细分行业对服务业开放的反应程度不尽相同。在考虑行业异质性基础上,科学合理引导服务业与资本技术密集型制造业开展跨部门交流合作,并对金融、保险、物流、电信等生产性服务部门给予有力的政策支持,促进制造业整体发展动力源泉由传统生产要素向技术、研发等高端服务要素转变。

### 〔注释〕

① 固定资本存量通过永续盘存法进行折旧平减。

### 〔参考文献〕

- [1] 吴琴.生产性服务贸易对中国制造业转型升级的影响研究[D].南京:东南大学,2020.
- [2] 张志醒.中国生产性服务进口与制造业转型升级研究[D].北京:对外经济贸易大学,2018.
- [3] 戴翔.扩大服务业开放与制造业全球价值链参与[J].山西财经大学学报,2020(12):68-80.
- [4] 《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》[J].人民日报,2020-11-04.
- [5] Markusen J R, Rutherford T F, Tarr D G. Trade and Direct Investment in Producer Services and the Domestic Market for Expertise[J]. Canadian Journal of Economics, 2005, 38(03): 758-777.
- [6] Francois J, Woerz J. Producer Services, Manufacturing Linkages and Trade[J]. Journal of Industry, Competition and Trade, 2008, 8(03-04): 199-229.
- [7] Bas M, Strauss-Kahn V. Input-Trade Liberation, Export Prices and Quality Upgrading[J]. Journal of International Economics, 2015, 95(02): 250-262.
- [8] 杜宇玮.中国生产性服务业对制造业升级的促进作用研究——基于效率视角的评价[J].当代经济管理,2017(5):65-72.
- [9] Miroudot S, Lanz R, Ragoussis A. Trade in Intermediate Goods and Services[C]. OECD Publishing, 2009.
- [10] Hoekman B M, Maskus K E, Saggi K. Transfer of Technology to Developing Countries: Unilateral and Multilateral Policy Options [J]. World Development, 2005, 33(10): 1587-1602.
- [11] 邹国伟, 纪祥裕, 胡晓丹, 等. 服务贸易开放能否带来制造业服务化水平的提升? [J]. 产业经济研究, 2018(6): 62-74.
- [12] Eschenbach F, Hoekman B. Services Policy Reform and Economic Growth in Transition Economies[J]. Review of World Economics, 2006, 142(04): 746-764.
- [13] Arnold J M, Javorcik B S, Mattoo A. Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms? Evidence from the Czech Republic[J]. Journal of International Economics, 2011, 85(01): 136-146.
- [14] Shepotylo O, Vakhitov V. Services Liberalization and Productivity of Manufacturing Firms: Evidence from Ukraine [J]. Economics of Transition, 2015, 23(01): 1-44.
- [15] Bourlès R, Cette G, Lopez J, et al. Do Product Market Regulations in Upstream Sectors Curb Productivity Growth? Panel Data Evidence for OECD Countries [J]. Review of Economics and Statistics, 2013, 95(05): 1750-1768.
- [16] 陈启斐, 刘志彪. 生产性服务进口对我国制造业技术进步的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2014(3): 74-88.
- [17] 邱爱莲, 崔日明, 逢红梅. 生产性服务进口贸易前向溢出效应对中国制造业 TFP 的影响——基于制造业行业要素密集度差异的角度[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2016(5): 41-51.
- [18] 陈丽娴, 沈鸿, 魏作磊. 服务业开放提高了经济增加值率吗? ——基于产业集聚视角的门槛回归分析[J]. 国际贸易问题, 2016(10): 85-95.
- [19] 舒杳, 王佳. 生产性服务贸易自由化对制造业生产率的影响机制与效果研究[J]. 经济学家, 2018(3): 73-81.
- [20] 罗军. 服务化发展与制造业全球价值链地位——影响机制与门槛效应[J]. 当代财经, 2018(11): 100-110.
- [21] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率[J]. 中国工业经济, 2018(8): 116-

- 134.
- [22] Romer P M. Increasing Returns and Long-Run Growth [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(05): 1002-1037.
- [23] 魏龙, 杨晖. 服务外包对中国制造业出口复杂度影响的研究[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版), 2019(6): 46-57.
- [24] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(06): 1695-1725.
- [25] 刘冲, 张辉, 吴群锋. 进口竞争与企业产品专业化——基于中国多产品企业的研究[J]. 国际贸易问题, 2020(3): 22-39.
- [26] Gorg H, Hanley A, Strobl E. Productivity Effects of International Outsourcing: Evidence from Plant-Level Data [J]. Canadian Journal of Economics, 2008, 41(02): 670-688.
- [27] 张艳, 唐宜红, 周默涵. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率[J]. 世界经济, 2013(11): 51-71.
- [28] Amiti M, Wei S J. Services Offshoring, Productivity: Evidence from the US [J]. World Economy, 2009, 32(02): 203-220.
- [29] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究[J]. 中国工业经济, 2017(10): 62-80.
- [30] 顾雪芹. 中国生产性服务业开放与制造业价值链升级[J]. 世界经济研究, 2020(3): 121-134, 137.
- [31] 刘斌, 魏倩, 吕越, 等. 制造业服务化与价值链升级[J]. 经济研究, 2016(3): 151-162.
- [32] 罗彦, 段文静, 祝树金. 制造业服务化如何影响企业竞争优势——基于企业加成率视角的研究[J]. 财经理论与实践, 2021(1): 125-132.
- [33] 王春杨, 吴国誉. 研发资源配置、溢出效应与中国省域创新空间格局[J]. 研究与发展管理, 2018(1): 106-114.
- [34] 寇宗来, 刘学悦. 中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响[J]. 经济研究, 2020(3): 83-99.
- [35] 温忠麟, 侯杰泰. 隐变量交互效应分析方法的比较与评价[J]. 数理统计与管理, 2004(3): 37-42.

## (上接第 26 页)

- [4] [美] 马尔库塞. 单向度的人 [M]. 刘继, 译. 上海: 上海译文出版社, 1989: 48.
- [5] 李三虎. 元宇宙遇上中国哲学——走向技术哲学强纲领[J]. 长沙理工大学学报(社会科学版), 2022(4): 13-25.
- [6] 胡振宇, 尚小成. 人际交往的在场与疏离——基于对“元宇宙”概念的反思[J]. 中国传媒科技, 2022(1): 24-27.
- [7] 刘永谋. 元宇宙的现代性忧思[J]. 阅江学刊, 2022(1): 53-58, 172-173.
- [8] 方凌智, 沈煌南. 技术和文明的变迁——元宇宙的概念研究[J]. 产业经济评论, 2022(1): 5-19.
- [9] 张昌盛. 人工智能、缸中之脑与虚拟人生——对元宇宙问题的跨学科研究[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2021(12): 52-63.
- [10] 姜宇辉. 元宇宙中的“孤儿们”? ——电子游戏何以作为次世代儿童哲学的教育平台[J]. 贵州大学学报(社会科学版), 2021(5): 21-29, 120.
- [11] 王克宁, 王前, 易显飞. 中国传统人文主义视野中的新兴人类增强技术[J]. 长沙理工大学学报(社会科学版), 2021(4): 29-35.
- [12] 陈凡, 董传升, 贾岩. 技术图景中人的主体性的获得、缺失与重构[J]. 哲学研究, 2007(6): 93-98.
- [13] [德] 马丁·海德格尔. 林中路 [M]. 孙周兴, 译. 上海: 上海译文出版社, 2017: 86.
- [14] 沈湘平. 元宇宙: 人类存在状况的最新征候[J]. 阅江学刊, 2022(1): 44-52, 172.
- [15] 何明升, 白淑英. 虚拟世界与现实社会 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2011: 9.
- [16] Messinger P R, Stroulia E, Lyons K, et al. Virtual Worlds—Past, Present, and Future: New Directions in Social Computing [J]. Decision Support Systems, 2009, 47(03): 204-228.
- [17] Suh K S, Kim H, Suh E K. What If Your Avatar Looks Like You? Dual-Congruity Perspectives for Avatar Use [J]. MIS Quarterly: Management Information Systems, 2011, 35(03): 711-729.