

数字新质生产力与全球价值链嵌入： 理论机制与实证检验

张 彭^{1,2}

(1. 东南大学 经济管理学院, 南京 210019; 2. 江苏师范大学 外国语学院, 江苏 徐州 221000)

摘要:以中国 2010~2022 年 41 类产业面板数据为基础,通过构建动态面板、两步中介模型,实证分析数字新质生产力对全球价值链嵌入的影响效应与作用机制,研究发现,数字新质生产力对全球价值链嵌入具有正向促进效应,且该结论经过工具变量检验、替换测算方式及数据缩尾处理在内的稳健性检验后依然成立。异质性检验发现,数字新质生产力对第一产业全球价值链嵌入无显著作用,对第二产业、第三产业全球价值链嵌入具有直接促进效应;相比内陆地区,数字新质生产力对沿海地区全球价值链嵌入的推动作用更为显著。进一步的作用机制检验发现,产业结构升级、生产要素配置在数字新质生产力对全球价值链嵌入的影响中具有中介效应。根据上述结论,提出统筹数字“基建+服务”战略布局、构建数字“攻坚+超前”创新生态、重塑数字“城市+产业”联动网络、建立健全“贸易+产权”政策支持机制,为实现全球价值链深度嵌入提供新思路。

关键词:数字新质生产力;全球价值链嵌入;产业结构升级;生产要素配置

中图分类号:F014.1;F424 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-2674(2024)05-075-12

一、引言与文献综述

受经济多极效应、地缘政治冲突多重因素影响,长期累积的全球要素失衡与利益分配不当正加速推动世界经济格局产生深刻变化。在经济传导效应作用下,全球经济模式重塑推动产业链、供应链、创新链深度融合,由此衍生全球性跨企业网络组织,即全球价值链。^[1]在此过程中,中国凭借工业体系、资源禀赋、劳动要素优势,通过加工贸易、产业转移及生产外包等多重方式快速嵌入以发达国家为核心的全球价值链分工体系,成为全球价值链重要参与主体。尚需注意,以美国为首的西方国家为扼制中国发展,通过技术封锁和贸易限制致使中国陷入产业链“低端锁定”、供应链“外部断裂”、创新链“被动封闭”困境。立足战略高度,党的二十大报告强调,要深度参与全球产业分工和合作,维护多元稳定的国际经济格局和经贸关系。作为全球第二大发展经济体,中国如何在动荡变化的经济局势中深度嵌入全球价值链,适应新发展格局形势,已成为当下学术界关注和研究的重点课题。

随着数字经济蓬勃发展及其在产业经济领域的渗透扩散与融合应用,数字新质生产力已成为推动中国深度嵌入全球价值链中高端的新动能。所谓数字新质生产力,是指以数字科技为支撑、以数据为关键要素、以技术赋能为核心主线,具有高科技、高效能、高质量等典型特征,属于摆脱传统经济增长方式

收稿日期:2024-03-20

基金项目:国家社会科学基金重点项目(15AJL004)

作者简介:张彭,东南大学经济管理学院博士生,江苏师范大学外国语学院讲师,主要从事金融经济、国际贸易研究。

与生产力发展路径,符合新发展理念先进生产力质态。在一定程度上,数字新质生产力可以改造传统产业形态、催生新型业态,通过降低各环节生产成本,以及优化资源配置、提高生产效率,进一步推动全球价值链分工地位水平提升。^[2]在这一过程中,作为数字新质生产力与全球价值链嵌入的核心底座,产业结构升级与生产要素配置既是推动生产效率变革和经济增长的关键,更是破解低端锁定与脱钩断链的重要动力。由此,深刻厘清数字新质生产力、产业结构升级、生产要素配置同全球价值链嵌入的内在联系,对中国在新发展阶段把握全球动态变化局势、谋求产业结构升级与深度嵌入全球价值链具有重要意义。

随着全球经济一体化持续演进,各国及地区之间产业经济活动关联愈加紧密,形成全球范围内的有机整体。全球价值链在一定程度上属于经济全球化的新体现,对国际生产分工、国际贸易投资乃至产业经济发展均有重要影响。^[3]这一背景下,有关全球价值链嵌入的影响因素研究愈加丰富,为本研究提供一定理论参考。刘德学、吴旭梅提出,信息通信技术的发展能够降低交易成本、提高生产效率,为全球价值链嵌入贡献通讯技术动能。^[4]同时,李宏、乔越指出,网络基础设施建设通过提高企业商业信用、盈余管理效率,有效对冲全球价值链“脱钩”风险,深化全球价值链嵌入程度。^[5]进一步地,也有学者认为,制度设立能够加深全球价值链嵌入程度。孙玉红等、高小龙等通过实证分析表明,知识产权保护制度设立具有创新效应、投资驱动和贸易成本效应,可促进全球价值链嵌入。^{[6][7]}冯晓华、陈九安强调,自由贸易协定(FTA)中技术性贸易壁垒(TBT)条款设置,可降低贸易成本、促进技术创新,为中国各行业在全球价值链中的攀升提供制度支持。^[8]毛艳华、谢宇平研究证实,智慧城市试点政策利于推动中国全球价值链位势攀升。^[9]另外,村上吉道(Yoshimichi Murakami)及王文治、路优证明了外资进入也可提升全球价值链位置;雷迪·克坦(Reddy Ketan)和徐铮等一致认可制造业产业结构升级可深化全球价值链分工地位的观点。^[10-13]

学术界从不同视角针对全球价值链影响因素展开了探讨,成果丰硕。迈入数据主导时代,数字新质生产力凭借广泛融合性与创新支持性,成为产业发展、经济转型的重要动力。那么,数字新质生产力是否能够促进全球价值链位势攀升呢?学界鲜有基于数字新质生产力视角进行探讨,普遍围绕数字经济与全球价值链位势攀升的关系展开研究。立足宏观视角,孙黎、许唯聪和齐俊妍、任奕达认为,数字经济发展能够显著提升全球价值链上游度,助力中国在新发展格局中获取核心竞争优势。^{[14][15]}立足微观视角,作为数字经济的核心构成,数字基础设施建设可推动中国深度参与全球价值链。^[16]另外,制造产业数字化转型也可调整中国参与全球价值链分工地位。^[17]

结合上述文献梳理可知,既有研究已围绕全球价值链的影响因素及其与数字经济关系展开深入探讨。然而,数字新质生产力作为数字经济发展的主导力量,却鲜有学者聚焦这一主体探讨其与全球价值链嵌入的关联。本研究尝试从以下方面进行创新,可能边际贡献在于:第一,以数字新质生产力为切入点,将全球价值链嵌入一并纳入研究框架,尝试探讨二者内在联系,为全球价值链深度嵌入寻求新动能;第二,立足地理区位差异视角进行异质性检验,为不同区域适当嵌入全球价值链提供经验证据;第三,深度探讨数字新质生产力驱动全球价值链嵌入的作用路径,为政府因势施策提供理论鉴照。

二、理论分析与研究假设

1. 数字新质生产力与全球价值链嵌入

在全球价值链高度开放的分工模式下,部分国家及地区通过研发合作、知识吸收、专利授权、技术转移等多种形式获取技术支持,借此嵌入全球价值链。^[18]然而,这一过程中“链主”国家一旦实施技术封锁将导致其他链上国家和地区面临技术“卡脖子”问题,最终退出全球价值链。数字新质生产力作为技术水平更高、质量更好、效率更高、更可持续的先进生产力,具有创新的典型特点,可释放创新协同效应与

创新乘数效应,为全球价值链嵌入提供动能支持。

一方面,数字新质生产力具有创新协同效应,利于增加创新产出数量,促进全球价值链嵌入。数字新质生产力可通过促进要素协同与资源共享,推动各类信息、数据等生产要素在各主体间加速转移和溢出。具化至技术创新领域,数字新质生产力促进各主体之间的知识网络构建与链接,突破各类创新要素空间、地域限制,进一步促进创新要素流动、共享,利于扩大企业创新数量。^[19]进一步地,创新数量持续提升可以实现贸易利益分割,助力中国全球价值链嵌入。

另一方面,数字新质生产力具有创新乘数效应,利于提高创新产出质量,实现全球价值链嵌入。在“摩尔定律”普适应用的数字经济时代,更具竞争优势的高端技术对原有技术及其承载设备进行“创造性”毁灭,致使欠发达国家地区被迫面临“破坏性创新”衍生的全球价值链位置冲击。^[20]此过程中,数字新质生产力能够促进创新要素、创新主体、创新环节以及国际市场需求之间的有效衔接,通过倒逼国家及地区进行创新活动,以开发升级产品、优化配套功能,借此提升创新质量,助力全球价值链嵌入。根据上述理论分析,提出如下待验证假设:

假说 1. 数字新质生产力可赋能全球价值链嵌入。

2. 产业结构升级与生产要素配置的作用机制

依据马克思劳动异化理论,欠发达经济体在参与传统全球价值链活动中,会由于发达经济主导要素分配衍生低价值分工固化现象。^[21]数字经济促使全球生产分工格局发生转变,推动全球产业链和价值链呈现新业态、新趋势、新特征。尤其是数字经济衍生的数字新质生产力,更可通过信息与通信技术(ICT)深入赋能效应促动全球价值链缩短与回流,在一定程度上打破原有全球价值链生态模式。^[22]具体来看,数字新质生产力主要通过驱动产业结构升级、生产要素配置两条路径促进全球价值链嵌入。

第一,数字新质生产力能够驱动产业结构升级,助力全球价值链嵌入。长期以来,中国基于人口数量以及税收政策红利,通过承接垂直分工低价值制造环节“被动融入”全球价值链。^[23]为摆脱这一困境,各产业行业通过重塑产业结构规避工业经济时代边际报酬递减的问题,以此提升全球价值链位势。这一过程中,数字新质生产力以数据为基本生产要素,持续推动产业生产方式、组织模式变革,助力传统产业由劳动密集、资本密集的低附加值形态逐渐转变为技术密集、知识密集的高附加值形态,实现产业结构升级,驱动全球价值链嵌入。同时,数字新质生产力亦可借力工业互联网、区块链技术优势赋能产业分化与重组,构成新产业、新服务、新模式、新业态,以此实现产业结构转型升级,助力全球价值链嵌入。而诸多学者已经证实在全球价值链分工体系下,发展中国家产业结构升级是实现全球价值链攀升的重要动能。^[24-26]故此,数字新质生产力可通过驱动产业结构升级有效改善国际分工地位,实现全球价值链深度嵌入。

第二,数字新质生产力能够驱动生产要素合理配置,促动全球价值链嵌入。在全球价值链分工演进过程中,不同国家、地区之所以产生分工位势差异,根本原因在于要素禀赋及要素密度有所差距。^[27]尤其在具体分工过程中,部分发达国家通过主导要素分配,控制其他国家全球价值链参与进程。在此背景下,数字新质生产力通过构建“横向”行业性平台、“纵向”产业链平台以及“共享”组织性平台,促进生产要素实现由区域分割至自由流动、从要素垄断到合理共享的全方位突破变革,为全球价值链嵌入提供生产要素支撑。^[28]在此基础上,各类平台汇聚技术、资本、数据等要素资源,通过开展面向不同场景的应用创新,不断拓展产品价值空间,促使全球价值链嵌入程度不断加深。与此同时,各类平台借助数字新质生产力的网络链接优势,为知识、信息、技术等各类生产要素跨空间传播及扩散提供全新渠道,实现边际效益持续递增,以此促动全球价值链嵌入。结合上述分析,提出如下待检验假设:

假说 2. 数字新质生产力通过驱动产业结构升级、生产要素配置助力全球价值链嵌入。

三、实证设计

1. 模型设定

(1) 动态面板模型

为厘清数字新质生产力对全球价值链嵌入的直接效应,在前述理论分析基础上构建以下动态面板模型:

$$GVC_{it} = \alpha + \beta In_{it} + \rho Control_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i, t 分别代表地区及年份; GVC 表征全球价值链嵌入; α 表示常数项; In 反映数字新质生产力; $Control$ 为系列控制变量,涵括数字基础设施、对外开放水平、数字经济水平、知识产权保护及贸易协定深度; μ 为个体效应; ε 表征随机扰动项。

考虑到全球价值链嵌入具有动态延续性,研究借鉴刘赛红的方法,在式(1)基础上引入全球价值链嵌入的一阶滞后项,^[29]得到:

$$GVC_{it} = \alpha + \beta_0 In_{it} + \beta_1 GVC_{i,t-1} + \rho Control_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中, $GVC_{i,t-1}$ 为全球价值链嵌入的一阶滞后项,其他变量含义同上。需要指出的是,动态面板模型难以规避系统内生性问题,应用固定效应回归可能导致模型估计结果偏误。为此,在具体回归过程中使用一步系统 GMM 方法。

(2) 中介效应检验

为厘清产业结构升级、生产要素配置是否在数字新质生产力与全球价值链嵌入之间产生中介作用,本研究遵循江艇提出的中介效应检验程序,^[30]构建如下公式:

$$GVC_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 MS_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$MS_{it} = \chi_0 + \chi_1 In_{it} + \chi_2 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, MS 为中介变量,包括产业结构升级、生产要素配置。

2. 变量选取

(1) 被解释变量:全球价值链嵌入(GVC)

当下,学界关于全球价值链嵌入的衡量方式,主要包括基于生产供需测度物理位置、揭示部门作为中间品需求者及供给者的重要程度测算经济位置两种方式。^[31-33]研究借鉴侯俊军的经验,使用相对位置指数衡量全球价值链嵌入,具体使用前向生产长度与后向生产长度的比值进行计算。^[34]如式(5)所示:

$$GVC_{pos} = \frac{PL_v - GVC}{[PL_y - GVC]^r} \quad (5)$$

式中, PL_v 代表价值链上游度,即供给端、生产端直至需求端的距离; PL_y 表征价值链下游度,即需求端、消费端直至投入端的距离。最终比值越大,代表全球价值链嵌入程度愈深。

考虑到数据口径差异,本研究以联合国统计数据库中的 HS 产品编码与 ISIC3.0 版本为基准,将中国海关数据对应至 WIOD 数据库中,以此获取口径一致数据。

(2) 解释变量:数字新质生产力(In)

数字新质生产力作为新质生产力同数字经济融合的产物,在学界尚无形成统一衡量方式。马克思将生产力定义为多项要素且动态变化的概念,“包括工人的平均熟练程度、科学的发展水平及其在工艺上应用的程度,生产过程的社会结合,生产资料的规模和效能,以及自然条件”。^[35]数字经济发展促使数字技术与数据价值充分释放,迫使传统生产力局限于劳动者、劳动对象与劳动资料的内涵得以转变,推动新质生产力的内涵发生深刻变革。在此背景下,结合学界既有研究,创新地构建涵括数字基础建设、

数字资料投入、数字成果产出在内的指标评价体系。^{[36][37]}随后,使用熵权法测度数字新质生产力指数。

表1 数字新质生产力指标评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标单位
数字基础建设	网络基础	5G 基站数量 千兆光纤网络接入端口	个 万个
	数据基础	数据中心建设数量	个
	算力基础	计算中心建设数量	个
	科研基础	科教基础设施建设数量 科技基础设施建设数量	个 个
数字资料投入	劳动资本投入	研发人员全时当量	万人年
	金融资本投入	研发经费支出 科创型企业贷款余额	万亿元 万亿元
	数字资料投入	数据要素规模	ZB
数字成果产出	专利申请数量	数字实用新型专利申请数量 数字发明专利申请数量	项 项
	专利授权数量	数字实用新型专利授权数量 数字发明专利授权数量	项 项
	产品经济效益	数字商品收入	万亿元
	数字劳动产出	工业机器人安装数量 数字经济规模	万台 万亿元
	数字技术交易	数字技术服务类合同成交额 数字技术开发类合同成交额 数字技术转让类合同成交额	万亿元 万亿元 万亿元
	数字技术流动	登记数字技术合同	项

注:专利范围根据国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类》确定

(3) 中介变量:产业结构升级($Uture$)、生产要素配置($Ators$)

第一,产业结构升级($Uture$)。产业结构升级本质是指产业部门的产品由低附加值向高附加值、由劳动密集型向技术知识密集型转变的过程。结合王文倩、张羽的研究,构建如下公式测算产业结构升级水平。^[38]

$$Uture = \sqrt{L_1} \times P_1 + \sqrt{L_2} \times P_2 + \sqrt{L_3} \times P_3 \tag{6}$$

其中, L 表示各产业部门的劳动生产率, P 代表各产业部门产值占总产值的比重。

第二,生产要素配置($Ators$)。借鉴贺子欣等的研究,使用超越对数形式的生产函数测算要素市场扭曲程度。^[39]公式设定如下:

$$\ln Y_{it} = \zeta_0 + \zeta_1 \ln R_{it} + \zeta_2 \ln K_{it} + 1/2 \zeta_3 \ln^2 R_{it} + 1/2 \zeta_4 \ln^2 K_{it} + \zeta_5 \ln R_{it} \ln K_{it} + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

式中, Y 表示区域生产总值; R 表征劳动要素,使用各地区年末从业人数表示; K 代表资本要素,使用区域资本存量表示,具体使用永续存盘法按不变价固定资产投资总额进行核算。此基础上,对 R 、 K 求导获得各自边际产出,并以其作价格比较^①获得最终要素市场扭曲指数。进一步地,对要素市场扭曲做逆向化处理,以此作为生产要素配置($Ators$)的代理变量。

(4) 控制变量

考虑到仍有外部变量对全球价值链嵌入产生影响,研究结论可能受到干扰。为此,本文借鉴既有研究,纳入如下控制变量:第一,政策支持程度($Dire$)。这里使用对外经贸发展专项资金规模的对数予以衡量。第二,对外开放水平($Ogel$)。对外开放水平是指一个国家或地区经济对外开放的程度,是影响全球价值链嵌入的重要宏观环境因素,使用全年进口、出口贸易总额进行测算。第三,数字服务贸易($Dyel$)。

数字服务贸易是继货物贸易、服务贸易之后的新型贸易形态,是推动当下全球价值链嵌入的新动能,使用数字服务贸易规模的对数进行表示。第四,知识产权保护(*Ipon*)。知识产权保护能够确保对外贸易活动正常开展,是影响全球价值链嵌入的重要制度因素,采用贸易专利侵权及其他纠纷的结案量予以表示。第五,贸易协定深度(*Dtas*)。同知识产权保护类似,贸易协定深度也是影响全球价值链嵌入的制度因素,采用 *RTA* 深度指数进行测算。^[40-42]

3. 数据来源

本研究以中国沪深 A 股上市企业为研究样本,并基于数据可得性截取 2010 ~ 2022 年作为研究区间。考虑到样本波动可能对研究结果产生影响,故对样本作如下处理:第一,剔除金融及其服务行业上市企业;第二,剔除标记 ST、*ST 以及 PT 的上市企业;第三,剔除研究区内公开数据断代的企业。由此,最终遴选 2897 家沪深 A 股上市企业作为研究样本,共 37661 个观测值。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》以及国家统计局、中国工业企业数据库、中国专利数据库;部分数据来源于联合国商品贸易统计数据库(UN)、对外经贸大学 UIBE GVC Index 数据库以及世界银行深度贸易协定内容数据库。针对部分年份偶有断层数据,使用线性插值法进行合理补充。

4. 描述性统计

为充分明确各变量的数据变化特征、切实掌握样本发展规律,先行对全部变量进行描述性统计,结果如表 2 所示。整体来看,全球价值链嵌入最小值与最大值分别为 0.3998 和 8.6382。可能原因是沿海区域依靠贸易便利与政策扶持优势实现全球价值链嵌入,而内陆西部地区产业尚未开展贸易,基本与现实情况相符。另外,数字新质生产力最小值、最大值为 0.0157 和 1.8324,仍有较大提升空间。知识产权保护均值相对较小,符合事实情况并证实样本选取具有代表性。

表 2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
全球价值链嵌入(<i>GVC</i>)	37661	2.5936	0.1535	0.3998	8.6382
产业结构升级(<i>Uture</i>)	37661	5.4207	0.6131	0.1524	11.4572
生产要素配置(<i>Ators</i>)	37661	2.8936	0.6294	0.8366	6.7854
数字新质生产力(<i>In</i>)	37661	0.4968	0.1383	0.0157	1.8324
政策支持程度(<i>Dire</i>)	37661	0.2814	0.1594	0.0267	0.7619
对外开放水平(<i>Ogel</i>)	37661	0.2974	0.3676	0.0157	1.6124
数字服务贸易(<i>Dyel</i>)	37661	0.6549	0.4994	0.0213	1.1858
知识产权保护(<i>Ipon</i>)	37661	0.1679	0.4921	0.0144	4.7422
贸易协定深度(<i>Dtas</i>)	37661	0.6544	0.4902	0.0362	4.6943

四、实证分析

1. 基准分析

为厘清数字新质生产力与全球价值链嵌入的关系,先行使用一步系统 GMM 法对式(2)进行基准回归,得到表 3。就列(1)回归结果而言,AR(2)检验 P 值为 0.4809,表明模型并不存在变量自相关现象,有效规避内生性问题对研究结果产生影响。同时,Hansen 检验 P 值为 1.0000,代表模型并不存在误设,回归结果具有准确性。整体来看,滞后一期全球价值链嵌入系数显著为正,表明全球价值链嵌入属于长期动态过程,当期全球价值链嵌入程度受到前期影响。进一步使用固定效应与最小二乘法对式(2)重新回归,结果详见表 3 列(2)及列(3)。结果显示,滞后一期全球价值链嵌入系数回归系数分别为 0.8927 与 1.2004,且均在 1% 水平显著。而一步系统 GMM 法测得全球价值链嵌入系数为 1.1089,介于此二者之间,

表明一步系统 GMM 估计结果具有可靠性。就核心解释变量的回归结果来看,数字新质生产力的估计系数为 0.1271,通过 1% 显著性检验,表明数字新质生产力可正向推动全球价值链嵌入,据此,假说 1 得到验证。

就各控制变量回归结果来看,政策支持程度对全球价值链嵌入的影响系数为 0.0554,在 5% 水平上通过检验。进入数字经济时代,政策支持既可推动数字产业良好发展,又可通过赋能传统服务行业、制造业数字化转型切实提升各行业产业全要素生产率,以此提高中国产业国际竞争水平,助力中国深度嵌入全球价值链。对外开放水平对全球价值链嵌入的影响系数为正,同样在 5% 水平上通过检验。产生这一现象的原因,可能在于中国始终奉行对外开放战略,不断升级高技术产品出口复杂度,助力全球价值链嵌入。数字服务贸易对全球价值链嵌入的影响系数为 0.0174,在 1% 水平上显著。数字服务贸易凭借通信网络基础突破货物贸易时空限制,且使区域信息壁垒、技术鸿沟得到有效调节,为全球价值链地位提升注入动能。知识产权保护对全球价值链嵌入的影响系数是 0.0163,在 5% 水平通过显著性检验。知识产权保护能够激励各行业产业强化产品研发力度、技术创新水平,助力在全球激烈的贸易竞争占据技术优势,实现高附加值攀升,深化全球价值链嵌入。贸易协定深度对全球价值链嵌入的影响系数是 0.1008,亦在 1% 水平上通过显著性检验。究其根本,贸易协定深度可有效削减贸易壁垒边界措施、提升贸易制度质量,促使各生产环节能够摆脱原定价值链位置,实现更深程度价值链嵌入。

表 3 基准回归分析

变量	(1) 一步系统 GMM 法	(2) 固定效应	(3) 最小二乘法
<i>L. GVC</i>	1.1089 *** (0.3487)	0.8927 *** (0.2816)	1.2004 *** (0.4055)
<i>In</i>	0.1271 *** (0.0446)	0.1862 ** (0.0936)	0.1181 ** (0.0579)
<i>Dire</i>	0.0554 ** (0.0258)	0.0505 ** (0.0233)	0.1107 ** (0.0494)
<i>Ogel</i>	0.1006 ** (0.0461)	0.1021 (0.0752)	0.0033 ** (0.0014)
<i>Dyel</i>	0.0174 *** (0.0055)	0.0502 ** (0.0246)	0.0084 *** (0.0028)
<i>Iopn</i>	0.0163 ** (0.0076)	0.0268 (0.0221)	0.0173 * (0.0094)
<i>Dtas</i>	0.1008 *** (0.0354)	0.0121 * (0.0063)	0.0228 * (0.0125)
常数项	-0.6407 *** (0.2143)	-1.0545 *** (0.2946)	-0.3279 *** (0.1028)
AR(2) 检验 P 值	0.4809	--	--
Hansen 检验 P 值	1.0000	--	--
样本量	37661	37661	37661

注:*L. GVC* 代表滞后一期全球价值链嵌入;*、**、*** 依次代表 10%、5%、1% 置信水平通过检验;括号内为标准误(下同)

2. 稳健性检验

(1) 工具变量检验

为避免内生性问题对研究结论产生干扰,本研究选取数字新质生产力的滞后 2 期作为工具变量进行重新回归,结果如表 4 列(1)所示。根据表中结果显示,数字新质生产力滞后 2 期系数为 0.2413,在 1% 置信水平上显著为正,说明排除内生问题后研究的基本结论仍然成立。

(2) 替换测算方式

为避免单一的测算方式导致回归结果偏误,研究使用主成分分析法替换熵权法,重新测度数字新质生产力,使用 *In*(2) 表示。在此基础上重新开展回归,结果详见表 4 列(2)。可以知悉,替换测算方式以

后,数字新质生产力的影响系数仍然显著为正,证实基准回归结果依然稳健。

(3) 数据缩尾处理

为规避异常数值对基准回归结果产生影响,本文对数字新质生产力、全球价值链嵌入两个主要变量进行双侧 1% 的缩尾处理,并在此基础上重新回归,结果如表 4 列(3)所示。可以发现,数字新质生产力的估计值、方向及显著性并未发生明显变化,再次证实研究得到的基准回归结果具有稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)工具变量检验	(2)替换测算方式	(3)数据缩尾处理
In_{t-2}	0.2413 *** (0.0815)		
$In(2)$		0.7724 *** (0.2710)	
In			0.3363 *** (0.1125)
$Dire$	0.5484 *** (0.1532)	0.1855 *** (0.0582)	0.0884 *** (0.0291)
$Dire$	0.0456 * (0.0238)	0.5438 ** (0.2666)	0.5467 ** (0.2543)
$Dyel$	0.5140 * (0.2808)	0.6310 ** (0.2908)	0.3012 ** (0.1345)
$Ogel$	0.7226 ** (0.3315)	0.6673 *** (0.2105)	0.6222 ** (0.2636)
$Dytel$	0.0573 ** (0.2368)	0.0528 *** (0.1766)	0.0549 *** (0.0153)
常数项	-8.0332 *** (2.5182)	-8.1001 *** (2.6645)	-4.5132 *** (1.4749)
样本量	37661	37661	37661
R^2	0.8538	0.8289	0.7229

注: In_{t-2} 表示数字新质生产力的滞后 2 期

3. 异质性检验

(1) 产业分类差异检验

受生产自然属性、经济效益等因素影响,数字新质生产力与第一产业、第二产业、第三产业的融合程度可能存在差异,导致数字新质生产力对不同产业类型的企业嵌入全球价值链程度存在异质性。因此,本文将研究样本按照第一、第二、第三产业进行分类,并应用一步系统 GMM 法进行分产业回归,结果见表 5 列(1)~列(3)。就核心解释变量的回归结果而言,列(1)估计系数为 0.4264,但未通过显著性检验;列(2)的估计系数为 0.5735,在 1% 水平上显著;列(3)的影响系数为 1.0135,同样在 1% 水平上显著。由此可以推断,数字新质生产力对全球价值链嵌入的影响效果存在产业分类差异。具体而言,数字新质生产力对第一产业全球价值链嵌入无显著影响;数字新质生产力可促进第二产业、第三产业全球价值链嵌入,且第三产业高于第二产业。产生这一现象的原因,可能是第一产业主要涵括农林牧渔,数字新质生产力可提升生产效率,有效满足国内农业需求、降低农业外部依赖,但尚未对全球价值链嵌入产生直接影响。而第三产业高于第二产业,可能是由于数字服务贸易规模持续扩大,且在数字新质生产力催动下制造业服务化、服务性生产愈加普遍,为全球价值链嵌入提供创新动能。

(2) 地理区位差异检验

沿海区域产业因其经济基础、贸易扶持、技术领先优势,相比内陆产业可能更具竞争力。考虑到各样本分属于中国不同区位,本文再次开展地理区位差异检验,结果如表 5 列(4)和列(5)所示。依据表中

数据显示,数字新质生产力对沿海地区企业全球价值链嵌入的影响系数为 0.4067,在 1% 水平显著。也就是说,相比内陆地区,数字新质生产力对沿海地区企业全球价值链嵌入的推动作用更为明显。究其根本,沿海地区传统经济强市延续先发优势,持续引领中国数字新质生产力发展,率先形成沿海智慧工业带,有力提升对应行业产业生产效率,助力全球价值链深度嵌入。反观内陆地区数字新质生产力水平相对偏低,且处于承接沿海地区数字技术阶段,难以发挥数字新质生产力对全球价值链嵌入的支持作用。

表 5 产业分类、地理区位差异检验结果

变量	(1) 第一产业	(2) 第二产业	(3) 第三产业	(4) 沿海地区	(5) 内陆地区
	0.4264 (0.3967)	0.5735 *** (0.1803)	1.0135 *** (0.3197)	0.4067 *** (0.1374)	0.3152 ** (0.1584)
<i>Dire</i>	0.3835 * (0.2283)	0.3682 *** (0.1292)	0.3469 *** (0.1160)	0.3153 *** (0.0881)	0.3642 * (0.1979)
<i>Ogel</i>	0.2125 (0.1753)	0.2583 *** (0.0810)	0.1996 *** (0.0657)	0.0828 *** (0.0271)	0.5235 ** (0.2435)
<i>Dyel</i>	0.1528 * (0.0910)	0.1527 ** (0.0767)	0.1501 *** (0.0472)	0.0222 *** (0.0070)	0.4169 ** (0.2044)
<i>Ipon</i>	0.1968 ** (0.0915)	0.1114 *** (0.0376)	0.1451 ** (0.0668)	0.1382 *** (0.0485)	0.1971 ** (0.0880)
<i>Dtas</i>	0.0116 * (0.0063)	0.0817 *** (0.0273)	0.0545 *** (0.0152)	0.0640 ** (0.0294)	0.0423 * (0.0220)
<i>L. GVC</i>	1.0174 *** (0.3189)	0.5021 *** (0.1652)	0.5063 *** (0.1655)	0.4177 *** (0.1356)	0.4058 *** (0.1074)
常数项	-2.2464 *** (0.6328)	-2.2928 *** (0.7852)	-2.8855 *** (0.9848)	-3.6678 *** (1.2349)	-2.5427 *** (0.8420)
AR(2) 检验 P 值	0.2938	0.2228	0.2188	0.2078	0.2136
Hansen 检验 P 值	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
样本量	10426	10829	16406	21099	18202

表 6 作用机制检验结果

变量	(1) <i>GVC</i>	(2) <i>Utire</i>	(3) <i>GVC</i>	(4) <i>Ators</i>
<i>Utire</i>	0.7578 *** (0.2383)			
<i>Ators</i>			0.7834 *** (0.2647)	
<i>In</i>		0.3711 *** (0.1171)		0.2268 *** (0.0796)
<i>Dire</i>	0.3511 ** (0.1764)	0.2468 ** (0.1210)	0.1864 ** (0.0867)	0.1374 *** (0.0460)
<i>Ogel</i>	0.0152 *** (0.0042)	0.0168 *** (0.0053)	0.0276 * (0.0164)	0.0182 ** (0.0084)
<i>Dyel</i>	0.0358 *** (0.0118)	0.0206 *** (0.0067)	0.0184 ** (0.0082)	0.0144 *** (0.0047)
<i>Ipon</i>	0.0428 ** (0.0215)	0.0533 ** (0.0261)	0.0219 ** (0.0102)	0.0379 ** (0.0175)
<i>Dtas</i>	0.1402 ** (0.0625)	0.0122 ** (0.0056)	0.0305 ** (0.0129)	0.0102 ** (0.0042)
常数项	-5.4749 *** (1.7217)	-2.6212 *** (0.8269)	-5.1734 *** (1.7478)	-2.1857 *** (0.7669)
<i>F</i> 值	228.8742 ***	115.2936 ***	206.0537 ***	127.3492 ***
样本量	37661	37661	37661	37661
Sobel 检验	Z = 3.2451, P = 0.0005		Z = 3.1916, P = 0.0005	

4. 作用机制检验

为厘清产业结构升级与生产要素配置是否在数字新质生产力对全球价值链嵌入的影响中扮演中介机制角色,根据前文式(3)和式(4)进行作用机制检验,结果详见表 6。表中列(1)和列(3)结果显示,产业结构升级、生产要素配置对全球价值链嵌入的影响系数分别为 0.7578 与 0.7834,均在 1% 水平上显著,表明中介效应检验条件成立。进一步结合列(2)和列(4)结果可知,数字新质生产力对产业结构升级、生产要素配置的影响系数分别为 0.3711 与 0.2268,均在 1% 水平上通过显著性检验,证明产业结构升级与生产要素配置在该作用过程中扮演中介效应角色。为验证作用机制是否成立,研究进一步构建 Sobel 统计量用于检验中介效应的稳健性,结果仍列于表 6。数据显示,Sobel 检验结果显示产业结构升级、生产要素配置的 Z 值分别为 3.2451 和 3.1916,均在 1% 水平通过显著性检验,表明上述中介变量作用显著。据此,假说 2 得到验证。

五、结论与建议

本文以中国 2010 ~ 2022 年 2897 家沪深 A 股上市企业作为研究样本,实证分析数字新质生产力与全球价值链嵌入的内在关联。实证结果发现,数字新质生产力对全球价值链嵌入具有正向推动作用,且该结论经过一系列稳健性检验后依然成立。异质性检验发现,数字新质生产力对第一产业全球价值链嵌入无显著作用;对第二产业、第三产业全球价值链嵌入具有直接促进效应,且第三产业数字化的促进作用更强。相比内陆地区,数字新质生产力对沿海地区全球价值链嵌入的推动作用更为显著。中介效应检验发现,产业结构升级与生产要素配置在数字新质生产力对全球价值链嵌入的影响中扮演中介角色。根据上述结论,提出如下政策建议。

首先,统筹数字“基建 + 服务”战略布局。中央及地方政府应优化数字新质生产力发展布局,优化数字基础设施布设,完善数字结构转型服务,夯实全球价值链嵌入基础。一方面,深化数字基础设施布局,为数字新质生产力发展提供基建支持。中央及地方政府应充分发挥政策导向作用,用好地方政府专项债、政策性开发性金融工具,持续增加新型网络、算力和应用基础设施建设投资,打造并完善数字基础设施生态,筑牢全球价值链嵌入基础。同时,地方政府可面向实际应用场景与发展需求,适度超前部署创新基础设施,为产业数字化提供基建支持,夯实全球价值链嵌入基础。另一方面,完善数字结构转型服务体系,为数字新质生产力提供服务支持。中央科委、地方科委应发挥牵头作用,推进数据、业务、技术等服务平台建设,提供标准服务、技术服务、咨询服务、法律服务,以此支持数字新质生产力发展,助力全球价值链深度嵌入。

其次,构建数字“攻坚 + 超前”创新生态。政府部门及数字产业应当围绕前沿数字技术进行攻坚突破与前沿布局,以数字“攻坚 + 超前”创新生态为全球价值链嵌入提供产业结构升级的动能支撑。其一,前沿技术攻坚突破,夯实产业结构升级技术基础。政府科委等部门应当聚焦国家重点数字技术研发计划,打造“微纳电子技术”“人工智能”“先进计算机软件”专项数字技术攻关项目。在此基础上,以前沿数字技术与各领域融合应用为导向,建立创新成果快速转化机制,扎实驱动产业结构升级,进一步赋能全球价值链嵌入。其二,前沿数字技术超前布局,占据全球价值链嵌入技术优势。各地方政府应当深化政府、产业、高校、研究机构、金融机构合作,借助产业集聚、政策扶持契机建设一批数字技术融合应用创新中心,围绕类脑智能、量子计算、6G 通讯等新兴前沿技术进行超前布局,把控前沿数字技术优势。进一步地,形成从基础研究、共性技术突破到示范应用的产业一体化全链条布局,强化产业结构升级对全球价值链嵌入的支撑效能。

再次,重塑数字“城市+产业”联动的网络。中央及地方政府、产业行业协会应发挥主导作用,切实加快全球价值链嵌入进程。一方面,基于打造城市联动网络而言,中央及地方政府应当引导沿海、内陆城市进行联动,基于“东数西算”工程加快建立城市数字联动机制,实现数字资源、技术要素共享,助力城市地区协同嵌入全球价值链;另一方面,基于构建产业联动网络而言,产业行业协会应当推动各产业融合发展,通过配合政府合理调整产业结构,形成产业分工体系,以此提升产业创新能力,增强区域产业竞争优势,助力各类产业协同嵌入全球价值链。

最后,建立健全“贸易+产权”政策支持机制。政府部门应从政策支持着手,为全球价值链嵌入提供创新动能。一方面,在完善贸易发展体制机制方面,考虑到数字服务贸易及对外开放水平均可促进全球价值链嵌入,中央政府应加快推动贸易监管模式创新和投资管理制度改革,促进服务贸易结构优化,加强数字服务业态培育,实现高水平走出去、高质量引进来,为全球价值链嵌入注入外贸动能;另一方面,在建立健全产权贸易协定方面,基于贸易协定深度、知识产权保护均可促进全球价值链嵌入这一基本结论,中央政府部门需在已有贸易协定的基础上,稳步推进知识产权领域规则、规制、管理、标准等制度建设,建立健全知识产权保护制度,加快营造市场化、法治化、国际化的营商环境,为全球价值链嵌入注入动能。

注 释

①劳动力要素价格采用地区就业人均工资表示;资本要素价格以当年中国人民银行贷款利率均值进行衡量。

参考文献

- [1] Lv Y. F., Fang R. N., Wang Dong. Measurement and Characteristics of the Integration of China's Trade in Services into Digital Global Value Chain[J]. China Finance and Economic Review, 2021, 10(1): 44-65.
- [2] 钞小静,王清. 新质生产力驱动高质量发展的逻辑与路径[J]. 西安财经大学学报, 2024(1): 12-20.
- [3] Lema Rasmus, Pietrobelli Carlo, Rabellotti Roberta, et al. Deepening or Delinking? Innovative Capacity and Global Value Chain Participation in the IT Industry[J]. Industrial and Corporate Change. 2021, 30(4): 1065-1083.
- [4] 刘德学,吴旭梅. 信息通信技术与制造业全球价值链嵌入——基于信息通信技术发展数量和质量的研究[J]. 国际经贸探索, 2021(10): 70-85.
- [5] 李宏,乔越. 网络基础设施建设与企业全球价值链嵌入——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2023(2): 18-32.
- [6] 孙玉红,尚玉,汪红敏. 区域贸易协定中知识产权保护对全球价值链嵌入程度的影响[J]. 经济评论, 2021(6): 99-117.
- [7] 高小龙,张志新,程凯,等. 知识产权保护、全球价值链嵌入与技术创新的互动效应研究[J]. 宏观经济研究, 2023(2): 102-117.
- [8] 冯晓华,陈九安. FTA 中 TBT 条款对中国全球价值链攀升的影响研究[J]. 技术经济, 2023(3): 142-153.
- [9] 毛艳华,谢宇平. 智慧城市建设对我国全球价值链攀升的影响研究[J]. 城市问题, 2022(11): 4-13.
- [10] Yoshimichi Murakami, Keijiro Otsuka. Governance, Information Spillovers and Productivity of Local Firms: Toward an Integrated Approach to Foreign Direct Investment and Global Value Chains[J]. The Developing Economies, 2020(2): 134-174.
- [11] 王文治,路优. 外资进入能否提升中国企业全球价值链位置——基于 OECD 跨国企业活动数据的再检验[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2022(6): 137-153.
- [12] Reddy Ketan, Sasidharan Subash, Thangavelu Shandre. Does Servicification of Manufacturing Increase the GVC Activities of Firms? Case of India[J]. The World Economy, 2022, 46(1): 153-181.
- [13] 徐铮,张其仔,孙琴. 不同投入来源制造业数字化对全球价值链分工地位的影响[J]. 科技进步与对策, 2023(9): 44-54.
- [14] 孙黎,许唯聪. 数字经济对地区全球价值链嵌入的影响——基于空间溢出效应视角的分析[J]. 经济管理, 2021(11): 16-34.

- [15] 齐俊妍,任奕达.数字经济发展、制度质量与全球价值链上游度[J].国际经贸探索,2022(1):51-67.
- [16] 何维达,付恩琦.数字新基建对中国参与全球价值链影响的实证分析[J].经济体制改革,2022(6):190-196.
- [17] 张百珍,张捷,张伯超.数字化转型对我国制造业参与全球价值链分工的影响[J].产经评论,2022(6):64-81.
- [18] 原毅军,孙大明.FDI技术溢出、自主研发与合作研发的比较——基于制造业技术升级的视角[J].科学学研究,2017(9):1334-1347.
- [19] 李健,张金林,董小凡.数字经济如何影响企业创新能力:内在机制与经验证据[J].经济管理,2022(8):5-22.
- [20] 吕永刚.技术创新乘数效应的运行机理探微[J].工业技术经济,2011(4):11-17.
- [21] 阳镇,陈劲,李纪珍.数字经济时代下的全球价值链:趋势、风险与应对[J].经济学家,2022(2):64-73.
- [22] 宋宪萍,曹宇驰.数字经济背景下全球价值链的风险及其放大:表征透视、机理建构与防控调适[J].经济学家,2022(5):78-86.
- [23] 庞珣,何晴倩.全球价值链中的结构性权力与国际格局演变[J].中国社会科学,2021(9):26-46+204-205.
- [24] Keun Lee, Franco Malerba, Annalisa Primi. The Fourth Industrial Revolution, Changing Global Value Chains and Industrial Upgrading in Emerging Economies[J]. Journal of Economic Policy Reform, 2020, 23(1):1-12.
- [25] 王成东,李安琪,蔡渊渊.产业融合与产业全球价值链位势攀升——基于中国高端装备制造业与生产性服务业融合的实证研究[J].软科学,2022(5):9-14.
- [26] Afonso Fleury, Maria Tereza Fleury. Alternatives for Industrial Upgrading in Global Value Chains The Case of the Plastics Industry in Brazil[J]. IDS Bulletin, 2001,32(3):116-126.
- [27] 韩永辉,麦靖华,张帆.企业参与全球价值链分工的战略选择——基于CNKI与Web of Science的CiteSpace文献计量分析[J].产业经济评论,2022(3):36-68.
- [28] 白雪洁,宋培,艾阳,等.中国构建自主可控现代产业体系的理论逻辑与实践路径[J].经济学家,2022(6):48-57.
- [29] 刘赛红,罗美方,朱建,等.农村金融发展、农业科技进步与城乡经济融合研究[J].农业技术经济,2021(11):31-45.
- [30] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [31] Pol Antràs, Davin Chor. Organizing the Global Value Chain[J]. Econometrica, 2013,81(6):2127-2204.
- [32] Ronald E. Miller, Umed Temurshoev. Output Upstreamness and Input Downstreamness of Industries/Countries in World Production[J]. International Regional Science Review,2017,40(5):443-475.
- [33] 王振国,张亚斌,单敬,等.中国嵌入全球价值链位置及变动研究[J].数量经济技术经济研究,2019(10):77-95.
- [34] 侯俊军,王胤丹,王振国.数字贸易规则与中国企业全球价值链位置[J].中国工业经济,2023(4):60-78.
- [35] 马克思恩格斯全集:第23卷[M].北京:人民出版社,1972.
- [36] 王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024(1):31-47.
- [37] 任保平,王子月.数字新质生产力推动经济高质量发展的逻辑与路径[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2023(6):23-30.
- [38] 王文倩,张羽.金融结构、产业结构升级和经济增长——基于不同特征的技术进步视角[J].经济学家,2022(2):118-128.
- [39] 贺子欣,惠宁,付文宇.数字经济对要素市场扭曲影响的实证检验[J].统计与决策,2023(20):5-10.
- [40] 李宏,乔越.网络基础设施建设与企业全球价值链嵌入——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2023(2):18-32.
- [41] 高小龙,张志新,程凯,等.知识产权保护、全球价值链嵌入与技术创新的互动效应研究[J].宏观经济研究,2023(2):102-117.
- [42] 杜声浩.区域贸易协定深度对全球价值链嵌入模式的影响[J].国际经贸探索,2021(8):20-37.

责任编辑:孙亚南