

中国数字服务贸易出口推动全球 产业结构升级了吗

——基于资源错配的视角

朱兆一¹，姜峰²

(1. 对外经济贸易大学国际经济研究院，北京 100029；

2. 中国信息通信研究院，北京 100191)

摘要：全球价值链布局及贸易利益分配体系重构，数字贸易为发展中国家逐步嵌入全球价值链生产体系提供契机。本文从资源错配的视角，实证检验了中国数字服务贸易出口、生产要素分配与全球产业升级之间的内在联系。研究发现：与美国、英国、德国等主要经济体相比，中国数字服务贸易出口能够显著抑制资本与劳动要素扭曲，提高资本与劳动的相对价格差值，进而推动全球产业结构合理化发展，加快服务化转型升级步伐；数字服务贸易促进作用在欧洲、非洲、美洲、大洋洲等地区较为明显，而在亚洲地区表现不太突出。

关键词：数字服务贸易；中介效应；产业结构升级；资源错配

[中图分类号] F752.6; F121.3 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)04-0088-17

引言

随着服务贸易与数字技术加速融合，世界各经济体逐渐认识到数字服务贸易引领国家经济发展的重要潜能，竞相加大对数字服务贸易促进政策力度，抢占新一轮全球化机遇。在大型区域贸易协定和双边协议中关于数字服务贸易的内容逐渐增多，目前全球已签订的贸易协定中74.1%涉及数字贸易相关规定，并且《跨太平洋伙伴关系协定》《美墨加协定》《欧盟—日本经济伙伴关系协定》等涵盖数字服务贸易内容^①。然而，单边主义、保护主义上升及突如其来的新型冠状病毒肺炎疫情使得百年未有之大变局加速变化，全球价值链布局及贸易利益分配体系重构，数

[收稿日期] 2021-11-20

[作者简介] 朱兆一（1983—），男，浙江温岭人，对外经济贸易大学国际经济研究院助理研究员，研究方向：世界经济、国际贸易与区域国别研究等；（通讯作者）姜峰（1989—），男，山东青岛人，中国信息通信研究院助理研究员，研究方向：世界经济

^①资料来源：中国信息通信研究院，网址 <http://www.caict.ac.cn>（访问时间 2022-03-15）。

字技术支撑的新服务、新业态为“一带一路”沿线国家和地区打造国际合作新方式、强化其制造业发展、为发展中国家逐步嵌入全球价值链生产体系提供契机。中国积极推动数字科技创新，已晋升为全球十大数字贸易经济体^①。其中，中国对“一带一路”参与国电信、计算机和软件服务出口额占中国对全球出口贸易额的1/4，年增长率达28.63%^②。因此，在国内国际双循环新格局不断深化过程中，中国数字服务贸易出口将加速数字要素集聚，带动全球劳动力、资本、技术等要素再配置，推动全球传统产业生产方式调整，不断释放中国数字贸易发展潜力。

由此，中国数字服务贸易出口是否推动全球产业结构升级？其作用机制是什么？对于上述问题，尽管数字贸易正逐步成为全球价值链重构的重要推动力，但深入剖析中国数字服务贸易出口与全球产业结构优化因果关系的实证研究还较为缺乏。目前，关于数字服务贸易与产业结构之间关系的文献多数围绕中国自身展开。中国数字贸易发展强化数字技术与中国传统产业深度融合，推动市场透明度和供需匹配效率提升，有效降低贸易认证成本和溯源成本，带动企业加大技术研发投入，延伸中国原有产业链，创新中国传统产业的组织形态、市场结构和制度模式，促进中国产业智能化升级（张夏恒和李豆豆，2020；戚聿东和褚席，2021；任同莲，2021；姚战琪，2021）。

相较于已有文献，本文研究主要贡献有：（1）突破传统数字贸易以中国为研究对象的思路，从中国与东道国双边层面，探究中国数字服务贸易出口对全球产业结构的影响机制，为全球产业链重塑和数字“一带一路”建设提供现实依据。（2）利用可变参数状态空间模型测算全球134个国家或地区的资本要素扭曲和劳动力要素扭曲情况，并从资源错配视角，构建中国数字服务出口贸易、东道国参与国要素市场扭曲与产业结构升级的中介效应模型，检验中国数字服务贸易对全球经济发展的贡献，为国内国际双循环建设、疫情后全球经济复苏提供新思路。（3）对标美国、英国、德国和荷兰等全球主要发达经济体，深入剖析各国数字服务贸易出口对全球经济增长作用的差异，进一步论证中国数字服务贸易出口加速全球生产要素再分配，为全球经济增长注入新的动力。

一、理论分析与假说

数字贸易的高速发展系统推动区域制造商、中间商、供应商、消费者之间的利益融合度和交易效率，加快数字价值链利益共同体建设，加快各类生产要素集聚及转换，产生跨越国界的正向溢出效应，反哺区域传统产业转型，促进产业新旧动能转换，催化新产业生态和组织，实现产业结构优化升级，保障、稳定经济可持续增长和社会高质量发展。本文理论分析框架如图1所示。

^①商务部国际贸易经济合作研究院. 全球数字贸易与中国发展报告2021 [R]. 2021.

^②数据来源：WTO，网址 <http://www.wto.org>（访问时间2022-03-14）。

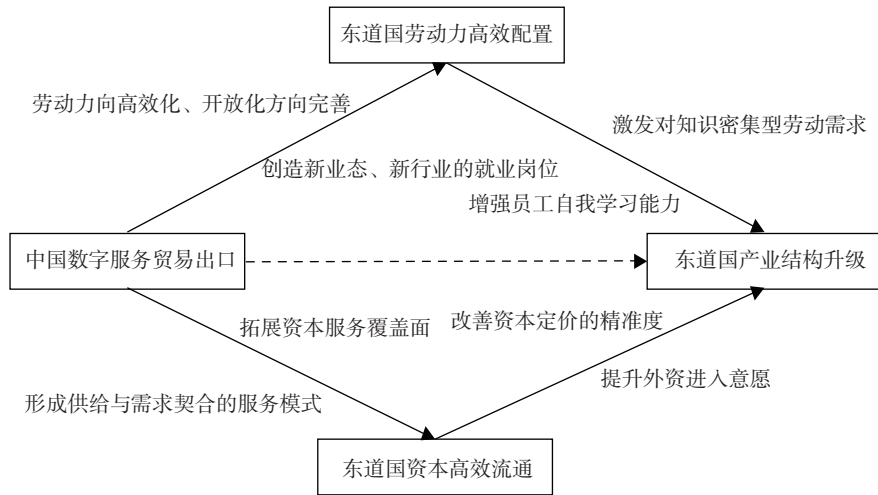


图1 中国数字服务贸易推动“一带一路”产业结构升级的传导机制

(一) 数字服务贸易对资源错配的影响

数字服务贸易改善了现代服务的可获得性和便利性，推广扁平化的结构模式和减少中间环节的全球化路径，降低了全球生产网络中的贸易成本和治理成本，有效处理信息不对称和消费信任问题（方英，2021；姜峰和段云鹏，2021），并通过互联网和数字信息技术，使得产业组织中的各环节可被无限细分，促进服务外包，极大提升供应链协同和柔性化水平，加快库存周转，弹性释放产能（Goldfarb 和 Tucker，2017；潘晓明，2020；王谦和付晓东，2021），从而扩大要素供给范围，重置全球资源要素的序列和地位，实现区域间各环节、各层级的资源高效共享、互联互通，冲击传统的生产要素定价范式，抑制要素市场扭曲，突破区域要素有限供给对经济增长的约束（蓝庆新，2020；徐宏潇，2020；戚聿东和褚席，2021；任同莲，2021）。

首先，数字服务贸易重塑劳动力调整效率。在全球国际贸易生态系统中，数字服务贸易能够加强区域国际联系，完善全球包容性劳动力增长（Ma 等，2018）。一方面，数字服务贸易加快跨层级、跨领域、跨区域的全球协同管理平台建设，强化各国对劳动就业、医疗教育等共性问题的关注，提升各国对人力资本的协调交流效率，充分发挥不同国家劳动力资源优势，最大限度地促进劳动力要素市场向着高效化、开放化方向完善（马述忠和郭继文，2020）；另一方面，数字服务贸易通过互联网平台经济和共享经济等新业态、新行业创造了更多服务业就业岗位，修正企业对劳动力需求及企业人力资源管理，改变传统的就业方式，形成劳资关系新特征，优化劳动力成本调整速率及成本（刘皓琰和李明，2017；毛宇飞和曾湘泉，2017；丁守海等，2018；杨伟国等，2018）。

其次，数字服务贸易提高资本流通效率。区块链、大数据等信息技术为数字服务贸易提供了更加优越的业务开展条件，全面升级和转变资本服务的覆盖面、

流程、模式及满意程度,推动相关产业提高资金使用效率。数字服务贸易突破了资本服务的地域限制,增加了资本服务的触及率,使得贫困、边缘化的发展中国家可以利用网络化、线上化的手段获取无差别的金融支持,缓解发展中国家中小企业的融资约束(Shahrokhi, 2008; 李健等, 2020)。同时,数字服务贸易能够依托新一代信息技术,高效收集企业的信用信息、财务信息、经营信息,包括发展中国家的中小企业,并基于收集的信息进行处理、分析,评估企业资本需求及资质,形成资本供给与企业需求更契合的服务模式,解决国际企业资本资源不平衡的问题,从而推动资本向“尾部”移动(宋晓玲, 2017; 马述忠和郭继文, 2020)。此外,数字服务贸易能够盘活发展中国家以往无人问津、零散且游离于全球传统金融体系之外的资本,拓宽了资本资源渠道,加强资本要素的有效利用(张斌彬等, 2020; 李健等, 2020)。

根据上述理论分析,本文提出如下研究假说:

假说1 中国数字服务贸易出口对全球资源错配产生修正效应,即数字服务贸易通过提高区域间劳动力、资本的调整和配置效率,减轻全球资源错配。

(二) 数字服务贸易、资源错配与产业结构的传导机制

在创新驱动的世界发展态势下,数字服务贸易不仅引导闲置的、受制于技术知识的简单劳动力向具有高技术含量的复杂劳动力有序转变,而且优化资本对劳动力生产的影响,强化传统生产环节的智能化、自动化、融合化倾向,促进生产要素从低效低质产业向高效优质产业集聚的配置流向升级(马中东和宁朝山, 2020)。同时,数字服务贸易不断对全球价值链进行渗透,模糊企业组织边界,提高资本和劳动力等初级生产要素高效化整合、网络化流通、协同化利用的速度,推动区域空间分工细化,降低创新应用成本,促进新技术扩散和产品迭代,从而实现区域间产业结构转型升级(戚聿东和褚席, 2020)。

数字服务贸易通过加强高技能劳动力合理分配,赋能技术密集型产业。数字服务贸易发展深化数字技术的应用,激发企业对知识密集型劳动需求增加(孙早和侯玉琳, 2019; 王文, 2020),而高素质劳动力的提升有利于价值链各环节整合,改进业务流程,加强企业技术创新水平,形成技术扩散效应(刘维刚和倪红福, 2018)。此外,数字服务贸易提升了信息流通速率,降低企业员工之间信息获取和沟通的难度,有助于员工提高自我学习、管理和监督的能力,优化员工决策水平和智能资本,提高与企业岗位匹配度,增强企业技术革新内生动力,突破原有发展束缚(池毛毛等, 2020)。因此,数字服务贸易引导劳动力由以程序化任务为核心的第二产业向生产性服务业、高端服务业转移,提高第三产业对经济增长的贡献率,进一步优化产业结构(何宗樾和宋旭光, 2020; 戚聿东等, 2020)。

数字服务贸易通过渗透资本技术变革,提高资本科技化速率。数字服务贸易深化人工智能和大数据等信息技术在金融体系的应用,创新资本服务模式,使资产端交易活动进一步公开化、具体化、细致化(封思贤和徐卓, 2021),改善资本定价的精准度,向不同区域、不同部门的经济体提供了沟通的机会,降低发展中国家企

业融资过程逆向选择的可能性，为资本跨国配置效率理性化塑造透明、公平的环境（蓝庆新，2020），有助于降低外资进入的交易成本，提升外资进入意愿（李浩和黄繁华，2021），从而在知识溢出协同下推动企业技术创新。此外，数字服务贸易规模高速扩张将强化企业轻资产经营倾向，将难以运营或自身不具备优势的环节外包，而着重投资于产品设计、研发、创新等体现核心竞争力的环节，加强产业竞争力（张新民和陈德球，2020）。由此，本文提出如下研究假说：

假说2 中国数字服务贸易出口借助资源错配的中介效应，推动全球产业结构升级。

二、计量模型与变量界定

（一）计量模型设定

结合上文的理论分析，根据中国数字服务贸易出口对“一带一路”资源错配的影响，本文设定如下方程对假说1进行检验：

$$Element_{i,t}^j = \alpha^1 Digital_{i,t} + \beta^1 Control_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad j = K, L \quad (1)$$

式（1）中，被解释变量 *Element* 表示要素市场错配，以要素市场扭曲程度进行衡量；核心解释变量 *Digital* 表示中国对“一带一路”参与国的数字服务贸易出口额；*Control* 为国家层面的一系列控制变量，主要包括对外开放度（*Open*）、外商直接投资（*FDI*）、科技水平（*Patent*）、教育水平（*Education*）、城镇化程度（*Urban*）和价格（*Price*），以减弱模型遗漏变量的影响； α^1 和 β^1 是各变量对应的系数。模型还控制了国家固定效应 γ 和时间固定效应 δ ， ε 为随机扰动项。

为消除国家固定效应，本文将模型调整为：

$$\Delta Element_{i,t}^j = \alpha^1 \Delta Digital_{i,t} + \beta^1 \Delta Control_{i,t} + \Delta \delta_t + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad j = K, L \quad (2)$$

式（2）中， Δ 表示长期（四年期）的差分项。为充分利用数据，本文利用可重叠的四年期差分项进行实证检验，并在国家层面进行聚类分析。

在完成中国数字服务贸易对“一带一路”资源错配影响的计量模型设定后，为进一步研究中国数字服务贸易出口通过资源错配对产业结构升级的影响，本文拟利用中介效应模型进行检验，具体如下：

$$Structure_{i,t} = \alpha^2 Digital_{i,t} + \beta^2 Control_{i,t} + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad j = K, L \quad (3)$$

$$Structure_{i,t} = \alpha^3 Digital_{i,t} + \rho Element_{i,t}^j + \beta^3 Control_{i,t} + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad j = K, L \quad (4)$$

式（3）和式（4）中，*Structure* 表示东道国产业结构升级水平。 α^2 、 α^3 、 β^2 、 β^3 和 ρ 都是估计系数。当 α^3 、 α^2 和 α^1 都通过显著性检验，并且 ρ 也通过显著性检验，则为部分中介效应，表明中国数字服务贸易出口通过改变“一带一路”要素市场错配，会对“一带一路”产业结构升级产生部分影响。当 ρ 、 α^2 和 α^1 都通过显著性检验，但 α^3 没有通过显著性检验，则为完全中介效应，表明中国数字服务贸易只会通过改变“一带一路”要素市场错配，影响“一带一路”产业结构升级，即验证假说2。

(二) 变量界定

1. 要素市场扭曲程度

借鉴 Hsieh 和 Klenow (2009)、浦艳萍和顾冉 (2019)、王旭和胡峰 (2021), 本文使用柯布-道格拉斯函数测算劳动和资本的价格扭曲程度, 并基于章上峰和许冰 (2009)、王宁和史晋川 (2015) 的时变弹性设定, 将生产函数模型设定为:

$$Y_t = Z_t K_t^{\varphi_t} L_t^{\omega_t} \quad (5)$$

式 (5) 中, Y_t 为产出, 用 2010 年不变价美元计算的国内生产总值表示; K_t 为资本存量, 用 2010 年不变价美元计算的资本形成总额表示; L_t 为劳动投入, 用劳动力数量表示; Z_t 为技术水平, 用第三产业就业人数占总就业人数的比例表示; φ_t 和 ω_t 分别为资本产出弹性和劳动产出弹性, 都是时间的非参数光滑函数, 且 $\varphi_t + \omega_t = 1$ 。

对式 (5) 两边取自然对数可得到线性化形式:

$$\ln Y_t = \ln Z_t + \varphi_t \ln K_t + \omega_t \ln L_t \quad (6)$$

本文根据章上峰和许冰 (2009) 的研究, 选择可变参数状态空间模型, 并将 φ_t 作为隐性变量, 利用卡尔曼滤波估计各国 φ_t 和 ω_t 的每年估计值 $\hat{\varphi}_t$ 和 $\hat{\omega}_t$, 进而计算出劳动和资本的每年边际产出 MP_t^K 和 MP_t^L , 具体为:

$$MP_t^K = \frac{\hat{\varphi}_t Y_t}{K_t} \quad (7)$$

$$MP_t^L = \frac{\hat{\omega}_t Y_t}{L_t} \quad (8)$$

假设资本和劳动的实际价格为 θ_t 和 μ_t , 资本和劳动的绝对扭曲程度为其边际产出与实际价格的差值, 即:

$$Diff_t^K = |MP_t^K - \theta_t| \quad (9)$$

$$Diff_t^L = |MP_t^L - \mu_t| \quad (10)$$

式 (9) 和式 (10) 中, $Diff_t^K$ 和 $Diff_t^L$ 分别是估计资本要素和劳动要素绝对扭曲程度的指标。如果上述两个指标数值大于 0, 生产要素存在扭曲, 且数值越大, 扭曲程度越高; 如果指标数值等于 0, 生产要素不存在扭曲。本文资本要素实际价格选择本国贷款利率的年度平均值来表示, 劳动要素实际价格选择本国 2010 年不变价美元计算的人均可支配收入来表示。

同时, 本文还对资本和劳动的相对扭曲进行测算:

$$Diff_t^{KL} = \left| \frac{\frac{MP_t^K}{\theta_t}}{\frac{MP_t^L}{\mu_t}} - 1 \right| \quad (11)$$

式 (11) 中, $Diff_t^{KL}$ 为资本对劳动的价格的相对扭曲程度, 如果 $Diff_t^{KL}$ 大于 0, 则表明两种要素的相对价格不合理, 否则表明两种要素相对价格不存在扭曲。 $Diff_t^{KL}$ 的数值越大, 两种生产要素之间相对扭曲程度就越高。

2. 产业结构升级指数

已有研究主要以产出结构和要素投入结构的耦合程度来估测产业结构合理化程度。本文参照韩永辉等(2017)和孙天阳等(2020),以产业结构合理程度来反映国家产业结构升级水平,具体计算如下:

$$UP_{i,t} = \sum_{c=1}^d \left| \frac{Y_{ict}}{Y_{i,t}} \times \frac{L_{i,t}}{L_{ict} - L_{i,t}} \right| \quad (12)$$

式(12)中, $UP_{i,t}$ 为*i*国家*t*年产业结构升级指数, $UP_{i,t}$ 数值越大,产业结构越合理,反之则相反; c 为产业种类; Y_{ict} 为*i*国家*t*年*c*产业的产出; $Y_{i,t}$ 为*i*国家*t*年的产出; L_{ict} 为*i*国家*t*年*c*产业的就业人数; $L_{i,t}$ 为*i*国家*t*年的就业人数; d 为常数,等于3。

3. 控制变量

本文选取的控制变量包括:(1)对外开放度(*Open*),使用本国进出口贸易额占GDP比重来衡量;(2)外商直接投资(*FDI*),使用本国外商直接投资额乘以用现价美元计算的GDP与用2010年不变价美元计算的GDP比值来衡量;(3)科技水平(*Patent*),使用本国居民专利申请数来表示;(4)教育水平(*Education*),使用本国教育支出额乘以用现价美元计算的GDP与用2010年不变价美元计算的GDP比值来表示;(5)城镇化程度(*Urban*),使用本国城镇人口占总人口的比重来衡量;(6)价格(*Price*),使用本国消费者价格指数来表示。

(三) 数据来源与描述性统计^①

本文使用的数据是全球134个国家和地区2005—2019年的国家层面数据。中国对全球各国家和地区的数字贸易出口额(*Digital*)的原始数据来源于WTO的中国对134个国家和地区电信、计算机和信息服务出口额。要素市场扭曲程度测算所使用的国内生产总值、资本形成总额、第三产业就业人数占总就业人数比重的原始数据都来源于世界银行,而贷款利率和人均可支配收入的原始数据来源于EIU Countrydata,其中部分国家人均可支配收入缺失,本文利用司尔亚司数据信息有限公司(CEIC)数据库中的国家最低工资和联合国工业发展组织(UN Industrial Development Organization, UNIDO)的国家制造业人均工资进行填补。产业结构升级测算使用的三大产业增加值占国内生产总值比重、三大产业就业人数占总就业人数比重的原始数据都来源于世界银行。控制变量中*FDI*、*Patent*、*Education*和*Urban*的原始数据都来源于世界银行,*Price*的原始数据来源于EIU Countrydata。文中所有价值变量统一核算成以2010年为基期的不变价。同时,为消除异方差,本文对*Digital*、*Diff^k*、*Diff^t*、*Open*、*FDI*、*Patent*、*Education*和*Price*等变量取自然对数,其中*Digital*和*Patent*存在零值,因而对*Digital*、*Patent*变量的数值加1后取自然对数。

^①限于篇幅,变量描述性统计情况备案。凡备案资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

三、实证分析

(一) 中国数字服务贸易出口对要素市场扭曲影响的回归分析

采用要素市场扭曲分析方程,即式(2),分析中国数字服务贸易出口对全球要素市场扭曲的影响,回归分析结果见表1。

表1中第(1)和第(2)列是中国数字服务贸易出口对资本要素市场扭曲影响的回归结果, $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数都小于0且在1%水平上显著,表明中国数字服务贸易出口对东道国资本要素扭曲存在显著负向影响。换言之,中国数字服务贸易出口的增加能够明显降低东道国资本要素扭曲程度,改善资本市场均衡状态,证明假说1合理。同时,第(3)和第(4)列引入控制变量, $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数依然显著小于0,说明中国数字服务贸易出口对东道国资本要素扭曲的抑制作用具有一定的稳定性。

表1中第(5)和第(6)列是中国数字服务贸易出口对劳动力要素市场扭曲影响的回归结果, $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数都显著小于0,表明中国数字服务贸易出口也会对东道国劳动力要素扭曲产生显著的抑制作用,即中国数字服务贸易出口的增加能够缓解东道国劳动力市场扭曲。此外,第(7)和第(8)列引入控制变量,中国数字服务贸易的估计系数都显著小于0,进一步证明中国数字服务贸易出口有利于减轻劳动力市场扭曲,即验证假说1。

表1 中国数字服务贸易出口对要素扭曲影响的回归结果

基准回归结果						
项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^L$	$\Delta Diff^L$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.136*** (0.045)	-0.159*** (0.049)	-0.086** (0.041)	-0.094** (0.043)	-0.089* (0.047)	-0.082* (0.048)
控制变量	否	否	是	是	否	否
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
R ²	0.010	0.026	0.124	0.138	0.002	0.010
项目	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^L$	$\Delta Diff^L$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.108* (0.055)	-0.095* (0.056)	0.043*** (0.015)	0.046*** (0.016)	0.038*** (0.014)	0.038** (0.015)
控制变量	是	是	否	否	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
R ²	0.017	0.026	0.010	0.014	0.053	0.057

引入其他国家数字服务贸易进口作为控制变量的回归结果						
项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^L$	$\Delta Diff^L$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.136*** (0.045)	-0.159*** (0.049)	-0.085** (0.041)	-0.094** (0.043)	-0.088* (0.047)	-0.081* (0.048)
控制变量	否	否	是	是	否	否
控制其他国家数字服务贸易进口	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
R ²	0.010	0.026	0.124	0.139	0.004	0.013
项目	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^L$	$\Delta Diff^L$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.107* (0.055)	-0.094* (0.056)	0.043*** (0.015)	0.045*** (0.016)	0.037*** (0.014)	0.038** (0.015)
控制变量	是	是	否	否	是	是
控制其他国家数字服务贸易进口	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
R ²	0.018	0.026	0.013	0.017	0.056	0.060
引入东道国数字服务贸易出口作为控制变量的回归结果						
项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^K$	$\Delta Diff^L$	$\Delta Diff^L$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.137*** (0.045)	-0.159*** (0.049)	-0.086** (0.040)	-0.095** (0.043)	-0.093* (0.048)	-0.087* (0.050)
控制变量	否	否	是	是	否	否
控制其他国家数字服务贸易进口	是	是	是	是	是	是
控制本国数字服务贸易出口	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
R ²	0.010	0.026	0.125	0.127	0.008	0.016

项目	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	$\Delta Diff^k$	$\Delta Diff^k$	$\Delta Diff^k$	$\Delta Diff^k$	$\Delta Diff^l$	$\Delta Diff^l$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.110* (0.056)	-0.097* (0.057)	0.043*** (0.015)	0.045*** (0.015)	0.037*** (0.014)	0.038** (0.015)
控制变量	是	是	否	否	是	是
控制其他国家数字服务贸易进口	是	是	是	是	是	是
控制本国数字贸易出口	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
R ²	0.020	0.029	0.013	0.017	0.056	0.060

注：#、*、**、***分别表示估计数值在15%、10%、5%和1%水平上显著；括号内数值为聚类稳健的标准差，均聚类在国家（地区）维度。下表同。

表1中第(9)至第(11)列是中国数字服务贸易出口对东道国资本-劳动价格相对扭曲影响的回归结果， $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数都显著大于0，表明中国数字服务贸易出口增加将扩大东道国资本与劳动力之间价格的相对扭曲程度，即中国数字服务贸易出口增加对劳动力要素扭曲的抑制作用强于对资本要素扭曲的抑制作用。因此，由于资本要素的扭曲程度相比于劳动要素扭曲程度更大，即资本要素的利润空间更大，这将推动东道国加大资本要素投入，促进资本密集型产业的发展。

此外，为避免其他国家数字服务贸易出口的干扰，本文将东道国除中国以外数字服务贸易进口额作为控制变量引入实证模型， $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数与基准回归结果一致。由于“出口贸易学习效应”的存在，本文将东道国数字服务贸易出口额的四年差值作为控制变量引入实证模型， $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计结果与前文一致，证明了假说1的合理性。

(二) 中国数字服务贸易出口对产业结构升级影响机制的中介效应分析

中国数字服务贸易出口对东道国产业结构升级的直接影响以及通过要素市场扭曲产生的中介效应可以通过式(2)至式(4)进行检验，具体回归结果见表2。表2第(1)列检验中国数字服务贸易出口对东道国产业结构升级的总体作用，可以看出 ΔUP_{it} 的估计系数显著大于0，表明中国数字服务贸易出口能够有效推动东道国产业结构升级。

由于中国数字服务贸易对东道国产业结构升级具有显著的激励作用，因此中介效应检验可以继续。表2第(2)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数显著小于0，第(3)列中国数字贸易出口 $\Delta Digital_{i,t}$ 估计系数显著大于0，东道国资本要素市场扭曲 $\Delta Diff^k$ 估计系数显著小于0，说明中国数字服务贸易出口与东道国产业结构升级之间存在部分中介效应，即中国数字服务贸易出口能够通过减缓东道国资本市场扭曲，刺激东道国产业结构升级，证明假说2成立。

表2第(4)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数显著小于0,而第(5)列 $\Delta Diff^L$ 的估计系数未通过显著性检验,表明中国数字服务贸易出口无法通过抑制东道国劳动要素扭曲,促进东道国产业结构升级。换言之,从东道国劳动要素扭曲视角来看,中国数字服务贸易出口与东道国产业结构升级之间不存在中介效应;第(6)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数显著大于0,并且中国数字服务贸易出口 $\Delta Digital_{i,t}$ 与东道国资本-劳动要素相对价格扭曲 $\Delta Diff^{KL}$ 的估计系数都显著大于0,表明中国数字服务贸易出口能够扩大东道国资本-劳动要素价格相对扭曲程度,进而推动东道国产业结构优化升级。

综上所述,中国数字服务贸易出口不仅可以抑制资本要素市场扭曲,提升东道国产业结构合理化水平,还可增加资本-劳动价格相对扭曲程度,促进东道国产业结构升级。

与此相对,本文相继将东道国从其他国家进口数字贸易额和东道国数字服务贸易出口额作为控制变量加入实证模型中, $\Delta Digital_{i,t}$ 、 $\Delta Diff^K$ 、 $\Delta Diff^L$ 和 $\Delta Diff^{KL}$ 的估计系数符号与显著性都和上文一致。由此可知,减低资本要素市场扭曲与抬升资本-劳动价格相对扭曲是中国数字服务贸易推动全球产业结构升级的主要路径。

表2 中国数字服务贸易出口与东道国产业结构升级的中介效应回归结果^①

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^K$	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^L$	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^{KL}$	ΔUP_{it}
$\Delta Digital_{i,t}$	0.111*** (0.028)	-0.094** (0.043)	0.108*** (0.028)	-0.095* (0.056)	0.111*** (0.028)	0.038** (0.015)	0.105*** (0.028)
$\Delta Diff^K$	—	—	-0.039# (0.026)	—	—	—	—
$\Delta Diff^L$	—	—	—	—	-0.006 (0.008)	—	—
$\Delta Diff^{KL}$	—	—	—	—	—	—	0.162** (0.071)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本数	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
R ²	0.118	0.138	0.126	0.026	0.118	0.057	0.133

四、稳健性检验与扩展性分析

(一) 样本稳健性

上文验证中国数字服务贸易出口会推动全球产业结构升级,然而使用的数据是可重叠的四年期差分。为进一步提高结论的合理性,本文使用不可重叠的四年期差

^①限于篇幅,引入其他国家数字服务贸易进口作为控制变量的回归结果和引入东道国数字服务贸易出口作为控制变量的回归结果备案。

分项,即选择2011年、2015年、2019年的四年期差分面板数据进行实证分析。表3第(1)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数显著大于0,表明中国数字服务贸易出口增加会提高全球产业结构合理性。第(2)列 $\Delta Digital$ 的估计系数显著小于0,第(3)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的估计系数显著大于0, $\Delta Diff^K$ 的系数显著小于0,并且第(6)和第(7)列的 $\Delta Digital_{i,t}$ 估计系数都显著大于0, $\Delta Diff^{KL}$ 系数显著大于0,表明中国数字服务贸易出口能够有效降低全球资本要素扭曲程度,提高资本与劳动力价格相对差值,推动全球产业结构升级,证明假说1和假说2成立。

表3 样本稳健性检验回归结果^①

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^K$	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^L$	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^{KL}$	ΔUP_{it}
$\Delta Digital_{i,t}$	0.122*** (0.032)	-0.106* (0.057)	0.118*** (0.032)	-0.025 (0.091)	0.122*** (0.032)	0.041** (0.019)	0.118*** (0.032)
$\Delta Diff^K$	—	—	-0.050# (0.032)	—	—	—	—
$\Delta Diff^L$	—	—	-0.006 (0.011)	—	—	—	—
$\Delta Diff^{KL}$	—	—	—	—	—	—	0.099** (0.049)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
控制其他国家数字服务贸易进口	是	是	是	是	是	是	是
控制本国数字贸易出口	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本数	392	392	392	392	392	392	392
R ²	0.119	0.156	0.132	0.012	0.119	0.074	0.129

(二) 方法稳健性^②

参考 Nunn 和 Qian (2014)、赵涛等 (2020)、姜峰和段云鹏 (2021) 的方法, 本文将 1995 年 134 个国家每百人固定电话数量与 2005—2019 年各国互联网使用率形成交乘项, 并以交乘项的四年期差值作为中国数字服务贸易出口额 $\Delta Digital_{i,t}$ 的工具变量; 选择滞后四期的东道国贷款利率作为 $\Delta Diff^K$ 的工具变量, 选择滞后四期的东道国人均可支配收入作为 $\Delta Diff^L$ 的工具变量, 选择滞后四期东道国劳动边际产出与东道国人均可支配收入的比值作为 $\Delta Diff^{KL}$ 的工具变量。 $\Delta Digital_{i,t}$ 、 $\Delta Diff^K$ 、 $\Delta Diff^L$ 和 $\Delta Diff^{KL}$ 估计系数符号都与前文一致, 且都通过显著性检验, 说明中国数字服务贸易出口能够有效降低全球资本要素扭曲和劳动力要素扭曲, 提高资本与劳动价格相对扭曲程度, 引导国家加大资本要素投入, 从而提高产业结构合理化水平, 加快世界各国产业结构升级速度。此外, 在工具变量法回归后, 工具变量的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大部分大于 10, 且

^①限于篇幅, 样本稳健性检验中引入其他国家数字服务贸易进口作为控制变量的回归结果备索。

^②限于篇幅, 工具变量法回归结果备索。

都在20%的显著性水平上拒绝“工具变量弱识别”的原假设；Kleibergen-Paap rk LM统计量多数都在10%的显著水平拒绝“工具变量识别不足”的原假设，由此反映工具变量设定有效，假说1和假说2合理。

(三) 国家异质性分析

根据地理位置，本文将134个国家分为亚洲地区和其他地区进行分样本回归。结果发现，中国数字服务贸易出口对产业结构升级的推动作用在亚洲地区和其他地区都显著，但中国数字服务贸易出口对要素扭曲的抑制作用仅在其他地区显著，且资源错配对产业结构升级的中介效应也仅在其他地区显著，具体结果见表4。表4第(1)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 估计系数都显著大于0，表明中国数字服务贸易出口推动全球产业结构升级，不存在地域差别。然而，在亚洲地区，第(2)列、第(4)列、第(6)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的系数都未通过显著性检验，说明中国数字服务贸易出口对亚洲地区的资源错配没有显著影响，因此中国数字服务贸易出口不会借助资源错配的中介效应，推动亚洲地区产业结构升级。

表4 亚洲地区回归结果分析^①

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^K$	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^L$	ΔUP_{it}	$\Delta Diff^{KL}$	ΔUP_{it}
$\Delta Digital_{i,t}$	0.054** (0.021)	-0.024 (0.066)	0.055** (0.021)	-0.075 (0.109)	0.054** (0.022)	0.011 (0.010)	0.051** (0.021)
$\Delta Diff^K$	—	—	0.039# (0.023)	—	—	—	—
$\Delta Diff^L$	—	—	—	—	0.001 (0.009)	—	—
$\Delta Diff^{KL}$	—	—	—	—	—	—	0.231 (0.192)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
控制其他国家数字服务贸易进口	是	是	是	是	是	是	是
控制本国数字服务贸易出口	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本数	348	348	348	348	348	348	348
R ²	0.183	0.129	0.198	0.116	0.183	0.077	0.190

在其他地区，表4第(2)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的系数和第(3)列 $\Delta Diff^K$ 的系数都显著小于0，说明中国数字服务贸易出口对非亚洲地区的资本要素扭曲存在显著的抑制作用，进而促进了地区产业结构升级。第(6)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的系数和第(7)列 $\Delta Diff^{KL}$ 的系数都显著大于0，说明中国数字服务贸易出口能够提高非亚洲地区的资本-劳动价格相对差值，调节要素分配，推动产业结构合理化发展。由此可知，中国

^①限于篇幅，其他地区回归结果备案。

数字服务贸易出口通过抑制资本要素扭曲、提高资本-劳动相对价格差值等两个途径,促进非亚洲地区产业结构优化。

(四) 产业结构服务化转型升级

基于以上分析,本文选择服务业增加值占GDP比重 $Trans_{i,t}$ 替换产业结构升级指数 $\Delta UP_{i,t}$,对中国数字服务贸易出口与全球产业结构服务化转型之间的因果关系进行经验分析,结果见表5。表5第(1)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的系数显著大于0,表明中国数字服务贸易出口有助于全球产业结构服务化转型。第(4)列 $\Delta Digital_{i,t}$ 的系数小于0,且通过10%显著性水平检验,第(5)列 $\Delta Diff^L$ 的系数也小于0,且通过1%显著性水平检验,表明中国数字服务贸易出口通过降低劳动力价格扭曲,推动产业结构向服务化转变,即证明假说2。

表5 产业结构服务化转型回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$Trans_{i,t}$	$\Delta Diff^K$	$Trans_{i,t}$	$\Delta Diff^L$	$Trans_{i,t}$	$\Delta Diff^{KL}$	$Trans_{i,t}$
$\Delta Digital_{i,t}$	0.010** (0.004)	-0.095** (0.043)	0.010** (0.004)	-0.097* (0.057)	0.010** (0.004)	0.038** (0.015)	0.010** (0.004)
$\Delta Diff^K$	—	—	-0.002 (0.004)	—	—	—	—
$\Delta Diff^L$	—	—	—	—	-0.004*** (0.001)	—	—
$\Delta Diff^{KL}$	—	—	—	—	—	—	0.005 (0.009)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
控制其他国家数字服务贸易进口	是	是	是	是	是	是	是
控制本国数字贸易出口	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本数	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419	1 419
R ²	0.080	0.127	0.081	0.029	0.087	0.060	0.081

注:表中第(2)列、第(4)列和第(6)列的结果均来自表3。

(五) 全球主要经济体对比分析^①

根据WTO数据,2005—2019年中国电信、计算机和信息服务出口累积总额居全球第7位,全球前六位国家分别是美国、英国、德国、爱尔兰、荷兰和印度,因

^①限于篇幅,德国、印度、爱尔兰、荷兰、英国和美国回归结果备索。

此本文选择上述六个国家进行对比,探究全球主要经济体数字服务贸易出口对全球产业发展的作用与中国的不同。本文将上述六个国家对全球134个国家或地区电信、计算机和信息服务出口额作为核心解释变量,实证检验全球主要经济体数字服务贸易出口对东道国资源错配、产业结构发展的影响。结果显示:德国、爱尔兰、荷兰的数字服务贸易出口对全球产业结构升级有显著的推动作用,而印度、英国、美国的数字服务贸易出口尚未凸显出此特征;爱尔兰和荷兰的数字服务贸易出口对全球资本要素扭曲有明显削弱作用,同时,荷兰的数字服务贸易出口也会对全球劳动力要素扭曲起到改善作用;印度、英国、美国的数字贸易出口对全球要素资源错配并未存在显著影响。此外,上述六个国家的数字服务贸易出口都无法通过改善东道国要素市场错配激励东道国产业结构合理化发展。

五、结论与启示

本文首先利用可变参数状态空间模型计算了2005—2019年全球134个国家或地区的资本、劳动力要素扭曲程度以及资本-劳动价格相对扭曲程度,并从全球资本错配的视角,构建中国数字服务贸易出口、东道国生产要素扭曲与产业结构升级的中介效应模型,实证检验中国数字服务贸易出口显著改善全球资源错配,抑制资本与劳动力扭曲,提升资本-劳动力价格相对差值,进而推动全球产业结构合理化发展,加快服务化转型升级步伐。同时,中国数字服务贸易对全球要素市场及产业结构的激励作用主要集中于欧洲、北美洲、大洋洲、非洲等地区,亚洲地区的促进效应还有待进一步发挥。此外,全球主要经济体中仅德国、爱尔兰和荷兰的数字服务贸易出口对全球产业结构有正向作用,其中爱尔兰、荷兰的数字服务贸易出口也能够扭转全球资源错配,但其扭转效应并未对全球产业升级有直接影响,而美国、日本、印度数字服务贸易出口对全球产业结构及资源分配无明显作用。

本文的研究结论对国内国际双循环发展格局,乃至全球经济稳定、可持续发展具有重要的政策启示。第一,中国加强与德国、荷兰、爱尔兰等发达国家的沟通、合作,凝聚数字贸易发展共识,对标国际高水平经贸规则,推动数字贸易领域双边、多边制度开放。第二,中国以中欧投资协定、区域全面经济伙伴关系协定为抓手,加强数字“一带一路”国际合作,深耕南亚和东南亚等市场,依托服务贸易创新发展试点、海南自由贸易港、自贸试验区、国际数字服务出口示范基地刺激数字内容服务出口和信息技术服务出口,打通远程维修、研发设计、数据存储加工等全球数字产业链上下游,为全球数字贸易可持续贡献“中国方案”。第三,中国可与东盟、数字经济伙伴关系协定(Digital Economy Partnership Agreement, DEPA)创始国新加坡开展跨境数据流通先行先试,并借助联合国国际电信联盟、世界互联网大会等国际组织及活动,积极开展数字贸易合作项目,增强数字贸易全球治理能力,争取早日加入DEPA。

[参考文献]

- [1]池毛毛,叶丁菱,王俊晶,等.我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角[J].南开管理评论,2020(3):63-75.
- [2]丁守海,丁洋,吴迪.中国就业矛盾从数量型向质量型转化研究[J].经济学家,2018(12):57-63.
- [3]方英.数字贸易成为全球价值链调整的重要动力[J].人民论坛,2021(1):53-55.
- [4]封思贤,徐卓.数字金融、金融中介与资本配置效率[J].改革,2021(3):40-55.
- [5]韩永辉,黄亮雄,王贤彬.产业政策推动地方产业结构升级了吗——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J].经济研究,2017(8):33-48.
- [6]何宗樾,宋旭光.数字金融发展如何影响居民消费[J].财贸经济,2020(8):65-79.
- [7]姜峰,段云鹏.数字“一带一路”能否推动中国贸易地位提升——基于进口依存度、技术附加值、全球价值链位置的视角[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2021(2):77-93.
- [8]蓝庆新.数字经济是推动世界经济发展的重要动力[J].人民论坛·学术前沿,2020(8):80-85.
- [9]李浩,黄繁华.互联网发展对FDI的影响及机制研究[J].国际经贸探索,2021(9):68-83.
- [10]李健,江金鸥,陈传明.包容性视角下数字普惠金融与企业创新的关系:基于中国A股上市企业的证据[J].管理科学,2020(6):16-29.
- [11]刘皓琰,李明.网络生产力下经济模式的劳动关系变化探析[J].经济学家,2017(12):33-41.
- [12]刘维刚,倪红福.制造业投入服务化与企业技术进步:效应及作用机制[J].财贸经济,2018(8):126-140.
- [13]马述忠,郭继文.数字经济时代的全球经济治理:影响解构、特征刻画与取向选择[J].改革,2020(11):69-83.
- [14]马中东,宁朝山.数字经济、要素配置与制造业质量升级[J].经济体制改革,2020(3):24-30.
- [15]毛宇飞,曾湘泉.互联网使用是否促进了女性就业——基于CGSS数据的经验分析[J].经济学动态,2017(6):21-31.
- [16]潘晓明.国际数字经济竞争新态势与中国的应对[J].国际问题研究,2020(2):93-106.
- [17]浦艳萍,顾冉.劳动力工资扭曲如何影响企业创新[J].中国工业经济,2019(7):137-154.
- [18]戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J].经济学动态,2020(11):17-35.
- [19]戚聿东,褚席.数字经济发展、经济结构转型与跨越中等收入陷阱[J].财经研究,2021(7):18-32.
- [20]任同莲.数字化服务贸易与制造业出口技术复杂度——基于贸易增加值视角[J].国际经贸探索,2021(4):4-18.
- [21]宋晓玲.数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J].财经科学,2017(6):14-25.
- [22]孙天阳,陆毅,成丽红.资源枯竭型城市扶助政策实施效果、长效机制与产业升级[J].中国工业经济,2020(7):98-116.
- [23]孙早,侯玉琳.人工智能发展对全要素生产率的影响——一个基于中国制造业的经验研究[J].经济学家,2021(1):32-42.
- [24]王馗,胡峰.要素市场扭曲对于企业对外直接投资行为的影响——来自中国上市企业的微观证据[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2021(3):82-96.
- [25]王宁,史晋川.中国要素价格扭曲程度的测算[J].数量经济技术经济研究,2015(9):149-161.
- [26]王谦,付晓东.数据要素赋能经济增长机制研究[J].上海经济研究,2021(4):55-66.
- [27]王文.数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗[J].经济学家,2020(4):89-98.
- [28]徐宏潇.国际数字资本主义的发展动向及其内在悖论[J].经济学家,2020(2):54-60.
- [29]姚战琪.数字贸易、产业结构升级与出口技术复杂度——基于结构方程模型的多重中介效应[J].改革,2021(1):50-64.
- [30]杨伟国,邱子童,吴清军.人工智能应用的就业效应研究综述[J].中国人口科学,2018(5):109-119.
- [31]章上峰,许冰.时变弹性生产函数与全要素生产率[J].经济学(季刊),2009(2):551-568.

- [32]张斌彬,何德旭,张晓燕.金融科技发展能否驱动企业去杠杆[J].经济问题,2020(1):1-10.
- [33]张夏恒,李豆豆.数字经济、跨境电商与数字贸易耦合发展研究——兼论区块链技术在三者中的应用[J].理论探讨,2020(1):115-121.
- [34]张新民,陈德球.移动互联网时代企业商业模式、价值共创与治理风险——基于瑞幸咖啡财务造假的案例分析[J].管理世界,2020(5):74-86.
- [35]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展[J].管理世界,2020(10):65-75.
- [36]GOLDFARB A, TUCKER C. Digital Economics[R]. NBER Working Paper, NO. 23684, 2017.
- [37]HSIEH C, KLENOV P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009(4):1403-1448.
- [38]NUNN N, QIAN N. US Food Aid and Civil Conflict[J]. American Economic Review, 2014(6):1630-1666.
- [39]MA S, CHAI Y, ZHANG H. Rise of Cross-border E-commerce Exports in China[J]. China and World Economy, 2018(3):63-87.
- [40]SHAHROKHI M. E-finance: Status, Innovations, Resources and Future Challenges[J]. Managerial Finance, 2008(6):365-398.

Does China's Export of Digital Service Promote the Upgrading of Global Industrial Structure —Based on the Perspective of Resource Mismatch

ZHU Zhaoyi¹, JIANG Feng²

(1. Institute of International Economy, University of International Business and Economics, Beijing, 100029;
2. China Academy of Information and Communications Technology, Beijing, 100191)

Abstract: The layout of global value chain and trade benefit distribution system are being reconstructed, and digital trade provides an opportunity for developing countries to gradually embed into the global value chain production system. From the perspective of resource mismatch, this paper empirically examined the internal relationship between China's digital service export, resource mismatch and global industrial upgrading. The results show that compared with major economies such as the United States, the United Kingdom, and Germany, China's digital service exports can significantly suppress the distortion of capital and labor factors, increase the relative price difference between capital and labor, and then promote the rationalization of the global industrial structure and accelerate the pace of service transforming and upgrading. Among the continents, the promotion of digital service trade is most prominent in Europe, Africa, American and Oceania, while Asia needs to be further developed.

Keywords: Digital Service Trade; Intermediary Effect; Industrial Structure Upgrade; Resource Mismatch

(责任编辑 刘建昌)