

数字贸易对中国产业转型升级的影响研究^{*}

于世海,陈佐惠,刘冬媛

(桂林理工大学 商学院,广西 桂林 541004)

摘要:在全球科技和产业变革中,数字贸易在推动产业智能制造转型过程中尤为重要。通过熵权 TOPSIS 法与灰色关联度动态评价方法测度数字贸易发展水平综合指数,并借助探索性因子分析法计算产业转型升级综合指数,从省级、城市和企业三个维度全面考察数字贸易对中国产业转型升级的影响。研究表明:数字贸易显著促进了中国产业转型升级,且对中西部地区、外围城市、低价值链嵌入位置和非国有企业的影晌更强,存在一定的益贫性。作用机制显示,降低交易成本、激发创新创业活跃度和提高劳动要素配置效率是数字贸易促进产业转型升级的重要作用路径。最后,拓展性分析得出数字贸易对产业转型升级的影响存在正向空间溢出效应。因此,要加快建设新型基础设施,构建数字贸易高质量发展空间格局,推动新型产业供需关系和生态协同发展,实现产业全面转型升级。

关键词:数字贸易;产业转型升级;交易成本;创新创业水平;要素配置效率

中图分类号:F740 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-0598(2025)06-0075-19

一、引言

在百年未有之大变局背景下,国际格局正在经历深刻的历史演变。党的二十大报告指出,要“推动货物贸易优化升级,创新服务贸易发展机制,发展数字贸易,加快建设贸易强国”^[1]。数字贸易正在塑造新的全球贸易格局,成为全球经济增长的新动力。随着物联网、云计算、大数据和人工智能技术的兴起,中国数字贸易稳步增长,规模再创新高。中国通信院公布的《数字贸易发展和合作报告 2024》数据表明,2023 年中国数字服务的进出口总额达 3 666 亿美元,同比增长 3.5%;从国际市场占有率看,中国数字服务贸易出口占全球 4.9%,较 2019 年上升 1.6 个百分点;从贸易逆顺差看,至 2019 年始中国已连续 5 年

* 收稿日期:2025-03-09

基金项目:国家社会科学基金项目(21BTJ060)“数字贸易对中国产业转型升级的影响机理和路径研究”

作者简介:于世海(1982—),男,山东潍坊人;博士,桂林理工大学商学院教授,硕士生导师,屏风学者和八桂青年拔尖人才,主要从事数字经济与产业经济研究。

陈佐惠(2001—),女,重庆永川人;桂林理工大学商学院硕士研究生,主要从事数字经济与国际贸易研究。

刘冬媛(1993—),女,广西贺州人;博士,桂林理工大学商学院讲师,主要从事绿色金融与数字贸易研究。

本文引用格式:于世海,陈佐惠,刘冬媛.数字贸易对中国产业转型升级的影响研究[J].重庆工商大学学报(社会科学版),2025,42(6):75-93.

实现顺差,数字服务贸易净出口额在 2023 年达 474 亿美元,同比增长 11.1%^[2]。显然,数字贸易作为现代信息技术与全球经济深度融合的标志性成果,正逐步成为中国经济发展的重要驱动力,特别是在推动贸易向高质量方向迈进的过程中,发挥着不可或缺的作用^[3]。当前,中国正在经历经济转型大变革,在国内国际双循环发展格局下,发展数字贸易不仅是顺应全球经济数字化、网络化、智能化发展趋势的必然选择,也是推动中国经济高质量发展的关键举措。

经济高质量发展是建设中国式现代化的首要任务,而加快产业转型升级,促进新旧动能接续转换,是高质量发展的题中之义。作为建设现代化经济体系的重要力量,产业转型升级是经济摆脱困境,实现可持续、高质量发展的必然要求。习近平总书记多次强调要加快“数字中国”和“智慧中国”建设,加速布局产业互联网,构建数字驱动的产业新生态,推动产业的全面转型升级^[4]。数字经济通过技术创新和模式革新,重塑产业格局并优化产业结构,推动产业转型升级^[5]。值得注意的是,数字贸易是数字经济的延伸,数字贸易可以突破贸易保护主义引致的物理空间限制,充分利用与整合国内国际两种资源和市场,通过内外联动打通“双循环”的诸多堵点和痛点,在“补短锻长”中增强中国产业发展的韧性、高效性与稳定性,推动产业的转型升级,以数字贸易为纽带带动国内国际双循环的促进。那么,数字贸易对产业转型升级影响的效果是怎样的?其影响机制如何?在数字经济时代,如何将数字贸易效用最大化并加快产业结构优化,这些问题仍有待进一步深入探讨。本文从数字贸易视角出发,深入探讨数字贸易在宏观、微观层面下对产业结构转型升级的影响,研究其内在影响机制,并进一步考察数字贸易与产业转型升级的空间效应,不仅有助于理解数字经济时代产业发展规律,更能够为中国产业结构转型升级,经济高质量发展和加快中国式现代化建设提供重要的理论支撑与实践指导。

二、文献综述

关于数字贸易的研究主要集中在概念界定、指标测度以及经济效应三个方面。数字贸易这一概念最早由 Weber(2010)^[6]提出,之后美国国际贸易委员会(USITC)在 2013 年的《美国与全球经济中的数字贸易 I》中对“数字贸易”进行了首次界定,将其定义为通过互联网交付的产品和服务,这个概念排除了大部分实体商品贸易。国内诸多学者也对数字贸易的内涵与概念进行了探讨,马述忠等^[7]认为数字贸易是以现代信息网络为载体,通过信息通信技术的有效使用实现数字产品与服务、数字化知识与信息的高效交换,进而推动消费互联网向产业互联网转型的新型贸易活动。刘洪愧^[8]则认为数字贸易是任何企业与公司通过互联网渠道进行商品与服务交易的活动。目前为止,数字贸易的定义仍处于不断演变中。由于数字贸易内涵尚未达成共识,因此,数字贸易的测算方法并不统一。数字贸易发展水平的衡量方法主要包括构建评价指标体系或采用竞争力指数衡量^{[9][10]}。在经济效应上,数字贸易经济效应的相关研究主要表现在贸易促进^{[11][12]}、经济转型^{[13][14]}和经贸规则重构^{[15][16]}三大方面。

产业转型升级作为建设现代化经济体系的重要力量,是经济摆脱困境实现可持续、高质量发展的必然要求。产业转型升级最初由 Gerrifi^[17]提出并引起学界广泛关注,他认为产业转型升级是“企业提高资本的盈利能力或提升在技术密集型领域的过程”。大多国外学者界定产业转型升级的视角较为微观,将企业的生产能力以及核心竞争力的提高视为其本质^[18],而国内学者起初主要从中宏观视角认识和研究产业转型升级问题,如吴崇伯^[19]对产业转型升级的诠释是“迅速淘汰劳动密集型行业,转向从事技术与知识密集型行业”。关于产业转型升级的作用路径问题,微观视角下,关注的是增强企业的内生技术能

力^[20]、动态资源整合能力^[21]、积极参与国际贸易与分工实现价值链高端攀升^[22];宏观视角下,关注的是要素禀赋结构升级驱动^[23]、人工智能和大数据驱动^[24]、贸易与投资等扩大开放^[25]、形成良好制度环境等^[26]诸多因素的综合作用下实现结构优化和能级跃升。目前,国内外学者对产业转型升级的研究形成了相对完善的体系,但对于数字经济时代下的新型贸易方式即数字贸易对产业转型升级的研究还有待深入。

数字贸易是驱动产业转型升级的新动力、新引擎,而直接从数字贸易角度研究产业转型升级问题的文献还相对较少。曹宗平和黄海阳^[27]认为,数字贸易、数字技术与数字经济三者的协同发展对企业数字化转型和全球产业价值链的构建具有重要推动作用。肖远飞等^[28]从产业链安全角度出发,采用渐进双重差分法探讨数字贸易对制造业产业链安全的影响,发现数字贸易促进了中国产业链安全水平的提高。此外,区域数字贸易规则的深化也加快了数字产业价值链的合作^[29]。姚战琪^[30]基于省级层面数据,运用结构方程模型实证研究发现R&D强度在数字贸易对产业结构升级的影响中起正向调节作用。裴桂芬和刘岩^[31]利用省级数据,通过熵值法计算数字贸易发展水平和产业结构升级水平并研究二者之间关系。可以看出,已有研究多以数字贸易与产业链的相关研究为主,关于产业结构升级的研究相对较少。综上,已有文献为数字贸易发展与产业转型升级提供了一系列重要的学术洞见,但从产业转型升级的视角考察还相对欠缺,对数字贸易影响中国产业转型升级的内在机制检验不足,且其大多从省级数据入手,对于城市、企业层面的综合探讨相对不足。因此,本文将宏观、中观与微观相结合,系统考察数字贸易对产业转型升级的影响效应及作用机理。

基于以上分析,本文可能存在的边际贡献如下:第一,实现微观-中观-宏观三维度交互验证。通过省级面板、城市数据及工企-专利匹配数据的嵌套分析,揭示数字贸易在产业转型中的“企业创新-城市集群-区域产业结构升级”尺度传递机制,弥补单一维度研究的片面性。第二,创新性构建数字贸易空间溢出分析框架。突破既有文献多聚焦本地效应的局限性,在理论上系统解构了数字贸易与传统贸易的空间溢出机制差异,并在实证层面基于空间杜宾模型对数字贸易驱动产业转型升级的空间溢出机制进行了识别与量化评估。该框架揭示了数字贸易跨区域传导的“去边界化”核心特征,为深刻理解数字贸易空间网络化与全域联动性提供了新的理论视角和分析范式。

三、理论分析与研究假设

(一)数字贸易对产业转型升级的作用机制

产业转型升级本质上是微观主体行为、中观组织架构与宏观制度环境多尺度嵌套的演化过程。在微观层面,企业通过专利研发形成的技术创新能力与沿全球价值链的位势跃升,构成产业转型的核心动力源。这一过程遵循动态能力理论的经典范式,即企业依托数字技术吸收转化能力突破传统路径依赖,其创新决策直接受数字贸易带来的技术溢出与市场接入机会影响。中观层面,城市产业生态系统作为承上启下的关键枢纽,通过创新生态系统的多边网络效应降低转型协同成本,其本质是微观创新活动的空间组织载体,其结构效率决定了企业个体转型能否升维为区域产业整体跃迁。宏观层面则体现为省级政策规制与要素配置体系构成的制度环境框架。根据制度复杂性理论,数字贸易规则、区域产业政策与要素市场改革共同塑造转型的激励结构与约束边界。例如地方政府通过数字基建投资压缩“接入鸿沟”,或依托自贸试验区制度创新降低数字服务贸易壁垒,最终改变区域比较优势格局。总之,企业创

新深嵌于城市产业网络的社会资本中,而区域制度环境又通过正式规则与非正式规范双重嵌入中观生态。单一维度研究的根本缺陷在于割裂这种多层次嵌入性,忽略微观企业受城市数字生态制约,遮蔽宏观政策通过要素价格信号反哺微观创新的循环路径,且无法捕捉数字贸易引致的跨维度空间溢出。唯有通过系统解构多维度互动,方能揭示数字贸易驱动产业转型的非线性跃迁机制,为分维度精准施策奠定理论基石。

随着新一代电子信息技术逐步渗透到经济社会各领域,数字贸易迅猛发展,推动着传统产业改造和新产业的形成与发展。本文将从宏观、中观和微观三个层面深入探讨数字贸易对产业转型升级的作用机制。

宏观层面:数字贸易能推动生产要素的合理配置。首先,数字贸易为供给者提供了丰富的贸易信息,尽可能避免盲目的投资与生产行为,减少了产业过剩^[32],推动了资本的合理配置。与此同时,以大数据等信息技术为基础的数字贸易还能够突破资本服务的地域限制^[33],提高资本服务的覆盖面及供需匹配效率,推动了资本配置水平的优化。其次,数字贸易平台拓宽了就业渠道、提高了就业灵活度,使劳动力要素向个性化配置转变、向第三产业转移^[34];有效提高了各产业部门的劳动生产率,使投入要素在低生产率部门和高生产率部门间流动,从而促进产业结构转型^[35]。

中观层面:数字贸易能推动创新创业活跃度的提升。中国产业转型升级从根本上说是对创新的提速^[36],数字贸易不仅能提供创新的资源与动机,还能促进创业活跃度的提升。首先,数字贸易能促进消费者与研发者之间的交流,降低信息不对称程度,激发生产者满足消费者需求多样性的研发动力。其次,数字贸易能打破研发主体之间的空间地理距离,有效降低研发风险与协调成本,提高创新效率,促进多元创新主体交汇融合形成创新集群^[37]。最后,数字贸易还可以提高创业活跃度。数字贸易的平台化发展为创业者增加了信息获取渠道、提高了社会互动性^[38],还助推了低物质资本的创业行为,促进了创业机会的均等化的同时增加了创业概率^[39]。随着创新创业活跃度的增强,数字贸易在应用过程中的技术研发红利不断溢出,驱动了产业转型升级。

微观层面:数字贸易能激发企业进行技术创新。首先在数字贸易这一过程中往往伴随着先进的知识与技术溢出效应,通过学习和模仿进行技术创新,增加数字贸易产品种类、提高数字服务贸易水平;其次,数字贸易依托数字技术极大缩减企业资源搜寻、匹配及生产成本^[40],能够使企业有更充裕的资金和人力开展研发创新活动,推动企业进行技术改造、提升自主创新能力,除此之外,数字贸易的低成本效应还会引发市场规模的扩大,加剧市场的竞争,倒逼生产者主动进行技术创新,提高产品质量及其复杂度,进而推动企业的转型升级。综上所述,本文提出如下假设:

H1: 数字贸易能够通过提高创新创业水平、要素配置效率和降低交易成本等推动产业的转型升级。

(二) 数字贸易对产业转型升级的空间溢出效应

传统产业升级研究常忽略地理关联性,但数字贸易依托信息网络的“超地理”特性,天然具备蕴含显著的空间依赖性^[41]。这主要体现在以下两个方面,其一,数字技术压缩时空距离,使知识溢出突破衰减边界^[42];其二,云平台促成跨区域产业虚拟集群^[43],催生“线上集聚”为主导的新型空间交互模式。与传统贸易高度依赖物理邻近性不同,数字贸易的空间溢出效应呈现“三重突破”。一是知识溢出无衰减,数字技术大幅度降低隐性知识传递的边际成本,使创新扩散突破地理衰减规律。二是产业链云重组,企业借助数字平台实现供需的跨区域精准匹配,形成动态、去中心化的虚拟产业集群,从根本上重构了产业空

间关联网络。三是政策协同强化,数字规则有效降低区域间的制度性壁垒,从而放大政策协调带来的空间协同收益^[44]。这些特征共同表明,数字贸易的空间溢出效应在范围与强度上,是区别于传统贸易模式的。

数字贸易的一个重要特征是打破物理空间的束缚,更高效地传递知识和信息,增强区域间产业关联的深度与广度,实现跨地区的分工与合作,产生空间外溢效应。早期很多学者关注到了信息化带来的空间溢出效应,并且还讨论了知识、技术的溢出距离^{[45][46]},随后便引发了关于数字经济与数字贸易空间溢出的思考。首先,数字贸易的空间网络外溢效应推动了产业的线上集聚^[47],促进了产业间的融合、渗透,加速了各生产要素在空间上的流动^[48],有效提升了生产制造、商贸流通等环节效率,为传统贸易提供了更便捷、更高端的网络技术和产品服务^[49],推动了传统产业的转型升级。其次,数字贸易过程中往往伴随着跨地区的知识和技术溢出效应^[50],促进企业全要素生产率的提升,进而推动整体产业的高质量发展。诸多研究表明,数字贸易对产业转型升级存在正向空间溢出效应,因此,本文提出如下假设:

H2:数字贸易通过正向空间溢出效应推动邻近地区的产业转型升级。

四、研究设计

(一)模型构建

1. 基准模型设定

$$Upgrade = \alpha_0 + \alpha_1 DTDI_f + \sum \alpha_2 X + \mu_f + \delta_t + \varepsilon_{fi} \quad (1)$$

其中, i 代表省份、城市和企业, t 代表时间,Upgrade为产业转型升级,采用省级、城市和企业三个维度测算。 $DTDI_f$ 表示省份层面数字贸易发展指数, X 为一系列控制变量, μ_f 表示个体固定效应, δ_t 表示时间固定效应, ε_{fi} 表示随机扰动项。

2. 空间杜宾模型

$$Upgrade_{pt} = \alpha_0 + \rho W Upg_{pt} + \varphi_1 W DTDI_{pt} + \alpha_1 DTDI_{pt} + \varphi_c WX_{pt} + \alpha_c X_{pt} + \mu_p + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

其中, ρ 代表空间自回归系数, W 是经济距离权重矩阵,为提高实证结果的稳健性,本文还采用了地理距离权重矩阵和邻接权重矩阵的方法进行回归。 φ_1 和 φ_c 为核心解释变量以及控制变量空间交互项的弹性系数。空间计量模型通过量化空间交互,更好地适配数字贸易的跨区域渗透特征,在研究数字贸易对产业转型升级的影响时具有显著优势,因为它能有效捕捉经济活动在空间上的依赖性、异质性和溢出效应。其中,空间杜宾模型同时包含本地与邻近区域的数字贸易解释变量,能够全面捕捉直接效应和间接效应。

(二)变量测度与说明

1. 被解释变量:产业转型升级(Upgrade)

本文将产业转型升级定义为产业结构的高级化与产业结构的合理化,其中产业结构的高级化又分为数量维度与质量维度。具体公式见(3)—(6)。基于付凌晖^[51]的研究,将产业结构高级化的度量方法定义为产业结构转型升级的量。首先,将各个产业增加值占GDP的比重作为空间向量中的元素,构成向量 $X_0 = (x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0})$,然后分别计算产业层次由低到高的向量 $X_1 = (1, 0, 0)$ 、 $X_2 = (0, 1, 0)$ 、 $X_3 = (0, 0, 1)$ 的

夹角 $\theta_1, \theta_2, \theta_3$, 最后将夹角按公式(4)加总得到产业转型升级的量(Upg^s)。

$$\theta_j = \arccos \left(\frac{\sum_{i=1}^3 (x_{i,j} \cdot x_{i,0})}{\left(\left(\sum_{i=1}^3 (x_{i,j}^2)^{1/2} \cdot \sum_{i=1}^3 (x_{i,0}^2)^{1/2} \right) \right)} \right), j = 1, 2, 3 \quad (3)$$

$$Upg^s = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \theta_j \quad (4)$$

参考袁航和朱承亮^[52]的研究, 将产业结构转型升级的质(Upg^z)定义为三次产业之间的比例关系与各产业劳动生产率的加权乘积:

$$Upg^z = \sum_{i=1}^3 q(i) \frac{Y_i}{L_i} \quad (5)$$

产业结构合理化(TL)可以在一定程度上反映两个及以上产业部门内部的协调发展程度, 本文借鉴干春晖^[53]的做法, 通过泰尔指数测算产业结构合理化, 计算公式如下:

$$TL = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_i}{Y} \ln \left(\frac{Y_i/L_i}{Y/L} \right) \quad (6)$$

上述公式中, i 表示三次产业中的第 i 产业, $q(i)$ 表示各产业增加值占 GDP 的比重。 Y_i 表示第 i 产业产值, L_i 表示第 i 产业就业人员, 在式(5)的计算过程中采用均值化消除 Y_i 与 L_i 的量纲。产业转型升级的量和质是正向指标, 而衡量产业结构合理化的泰尔指数是逆向指标, 其描述的是产业结构偏离度, 因此, 其值越趋近于 0, 说明产业结构越接近均衡状态。最后, 本文采用探索性因子分析法和熵值法分别测算省级和城市层面产业转型升级综合指数, 其值越大表明产业结构越优化, 反之亦然。企业层面产业转型升级采用专利数据作为衡量指标^[54], 企业的研发产出是产业转型升级的微观基础, 体现了其在产业链和供应链环节的竞争力, 因此具体采用三种专利授权量作为产业转型升级的代理变量。

2. 解释变量: 数字贸易发展(DTDI)

本文以马述忠^[7]对数字贸易的定义为基准, 即“数字贸易是以现代信息网络为载体, 通过信息通信技术的有效使用实现数字产品与服务、数字化知识与信息的高效交换, 进而推动消费互联网向产业互联网转型的新型贸易活动”, 并参考中国信通院在《数字贸易发展白皮书 2020》中提出的“数字贸易框架体系 2.0”(以下简称框架)以及数字贸易相关测度文献^{[55][56]}, 构建了包含“数字化市场”“数字贸易结构”“数字贸易能力”和“数字贸易环境”等 4 个一级指标以及 10 个二级指标的数字贸易指标体系, 具体指标选取如表 1 所示, 最后通过熵权 TOPSIS 与灰色关联度动态评价方法进行测算数字贸易发展综合指数^[57]。

表 1 数字贸易发展与产业转型升级指标体系构建

变量名称	一级指标	二级指标	二级指标测算
			移动支付水平指数
	数字化市场	数字化交易	电子商务销售额(亿元)
数字贸易发展	数字产品贸易		过去一年 ICT 产品进口占产品进口总量的百分比(%)
	技术交易		过去一年 ICT 产品出口占产品出口总量的百分比(%)
			技术吸纳占 GDP 总量百分比(%)
			技术输出占 GDP 总量百分比(%)

续表1

变量名称	一级指标	二级指标	二级指标测算
数字贸易发展	数字贸易能力	数字技术应用能力	国家级高新技术开发区数量 R&D 经费内部支出与国内生产总值之比(%) 发明、实用新型和外观 3 种专利授权数量(件)
		数字贸易基础能力	国家自贸区数量 有电子商务交易活动的企业数
		数字贸易发展潜力	国内生产总值 进出口贸易总额 国内最终消费支出 平均受教育年限 互联网用户数占常住人口比重(%)
			电话机总数(包括移动电话)/行政区域总人口数×100(部)
	数字基础设施		长途光缆线路长度(万公里) 互联网宽带接入端口(万个) 互联网域名数(万个)
			企业期末使用计算机数量
			通信设备、计算机及其他电子设备制造业工业销售产值(亿元)
			信息传输、软件和信息技术服务业行业年末平均从业人员(人次)
		数字产业化	软件业务收入(万元) 电信业务总量(亿元) 数字电视用户数(万户)
产业转型升级	数字贸易环境		信息传输、计算机服务和软件业法人单位数(个) 采用信息化管理的企业比重(%)
			每百家企事业单位网站个数 北京大学数字普惠金融指数
			快递量(万件) 空间向量夹角算法
		产业结构	嵌入三次产业劳动生产率的产业层次系数
		高级化	泰尔指数
	产业结构合理	产业结构高级化的量	
		产业结构高级化提质	
		产业结构合理化	

3. 控制变量

综合已有文献的相关研究成果^[58-60],本文选取如下控制变量。省级层面的控制变量有:税负水平、社会消费水平、城镇化率及对外开放程度。经济发展水平和教育支持为产业转型升级奠定了物质资本积累和人力资本积累;城镇化能够促进现代服务业的集聚,推动三次产业的正向演进;对外开放能够引进新的技术和管理经验促进产业发展。城市层面的控制变量有:城市发展水平、人口密度、政府干预及人力资本。城市经济发展水平是推动产业转型升级的关键因素,人口密度过高会导致劳动生产率降低,减缓产业转型升级的进程;政府干预是产业政策的重要组成部分,人力资本可以推动技术创新,直接带动产业转型升级。企业层面的控制变量有:企业的规模、年龄、财务状况及是否得到政府补贴,固定行业、个体和时间三个维度。企业的规模和年龄是影响产业高质量发展的重要因素,财务状况的改善和政府补贴能够进一步加速产业转型升级。具体变量的具体测算方法及相关描述性统计见表2。

表 2 变量描述性统计

变量	变量符号	变量名称	变量指标测度方法	Obs	Mean	Min	Max
	<i>Upgrade1</i>	省级产业转型升级	探索性因子分析法	434	1. 004	0. 837	1. 330
因变量	<i>Upgrade2</i>	城市产业转型升级	熵值法	4 201	0. 224	0. 002	0. 695
	<i>Upgrade2</i>	企业专利	ln(三种专利授权量+1)	143 099	1. 647	0. 693	9. 409
自变量	<i>DTDI</i>	数字贸易	熵权 TOPSIS 与灰色关联度	434	0. 164	0. 012	0. 952
	<i>tax</i>	税负水平	税收收入/GDP	434	0. 082	0. 035	0. 188
省级控制	<i>consum</i>	社会消费水平	社会消费品零售总额/GDP	434	0. 389	0. 180	0. 610
变量	<i>edu</i>	教育支持	地方财政教育支出/GDP	434	0. 044	0. 020	0. 168
	<i>urban</i>	城镇化进程	城镇居民人均可支配收入/GDP	434	3. 040	0. 437	29. 748
城市控制	<i>cgdp</i>	城市发展水平	ln 城市人均生产总值	4201	9. 455	5. 442	12. 404
变量	<i>density</i>	人口密度	ln 常住人口/占地面积	4201	0. 086	0. 001	3. 640
	<i>gov</i>	政府干预	ln 地方财政一般预算支出/GDP	4 201	0. 060	0. 007	2. 541
	<i>scale</i>	企业规模	ln 营业收入	205 410	11. 848	0	20. 059
企业控制	<i>age</i>	企业年龄	企业的成立时间	209 337	14. 497	1	187
变量	<i>subsidy</i>	政府是否补贴	月补贴收入为 1	209 571	0. 613	0	1
	<i>finance</i>	财务状况	负债总计/资产总计	173 933	0. 536	0. 000	1. 000

(三) 数据来源

本文主要涉及三套数据:第一套数据源于 2010—2023 年各省市统计年鉴、城市统计年鉴国家统计局、北京大学数字金融中心课题组等^[61];第二套是来自 2010—2014 年中国工业企业数据库,该数据库主要包括两部分,一部分是企业基本信息,另一部分是资产负债表、现金流量表等;第三套数据是 2010—2014 年的企业专利数据,来源于国家知识产权局,包含企业性质及专利授权量等指标。借鉴 Brandt^[62]的做法处理工业企业数据和专利数据,然后将两个数据库进行匹配:首先,按照企业名称和年份进行初匹配,其次,按照企业组织代码和年份进行再匹配,最后,将初匹配和再匹配的数据进行重新合并,删除重复的企业数据,最终得到工业企业与专利数据的匹配结果。

五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

根据式(1)回归得到的表 3,报告了省级、城市和企业三个层面数字贸易影响产业转型升级的估计结果。从省级和城市等宏观层面看,表 3 的模型(1)和(3)显示数字贸易的估计系数为 0. 307 4 和 0. 066 4,在 1% 水平下显著,表明数字贸易显著促进了中国整体产业的转型升级。该结论说明了随着数字贸易水平的提升,产业模式和业态不断创新、产业边界被不断融合,传统产业的“低效率”和产业链长期“低端锁定”问题得到明显改善,因此促进了整体产业转型升级水平的提升。模型(2)和(4)是分别加入省级、城市层面控制变量后的估计结果,核心解释变量估计结果依然在 1% 显著性水平下为正,即估计结果稳健。

从微观企业层面看,表3的模型(5)显示数字贸易的估计系数为0.0785,在1%水平下显著,表明数字贸易能够促进企业向产业链、价值链高端迈进,推动微观层面的产业转型升级。可能的原因是,数字贸易显著降低了企业之间的交易成本,提高了要素配置效率与企业全要素生产率,推动企业主动进行技术改造与创新,焕发了产业转型升级的微观活力。模型(6)是加入了经济发展水平、对外开放程度等省级控制变量和一系列企业层面控制变量,数字贸易估计结果依然在1%显著性水平下为正,即估计结果稳健。综上所述,假设1成立。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Upgrade1		Upgrade2		Upgrade3	
数字贸易	0.3074 *** (8.95)	0.2591 *** (6.95)	0.0664 *** (5.69)	0.0738 *** (7.06)	0.0785 *** (4.10)	0.0628 *** (2.86)
截距	0.9589 *** (188.25)	0.9034 *** (46.69)	0.2200 *** (295.28)	0.2342 *** (81.53)	1.7811 *** (97.55)	0.7202 *** (4.18)
控制变量	no	yes	no	yes	no	yes
个体固定					yes	yes
行业固定					yes	yes
城市固定			yes	yes		
省份固定	yes	yes				
时间固定	yes	yes	yes	yes	yes	yes
观测值	434	434	4100	4100	110286	86987
决定系数	0.934	0.929	0.904	0.919	0.674	0.708

注: *、**、***分别表示估计系数在10%、5%、1%水平下显著,括号内为t值,省级层面固定省份和时间,城市层面固定城市和时间,企业层面回归固定个体、行业和时间,下表同。

(二) 稳健性检验

1. 改变被解释变量的测算方法

为避免测量误差,省级和城市层面用产业结构偏离度衡量产业结构合理化^[53]、第三产业与第二产业增加值之比衡量产业结构高级化^[63],最后运用熵值法测算产业转型升级综合指数。企业层面用专利质量代表产业转型升级的微观基础,具体采用知识宽度的方法测算专利质量^[64],具体公式见(8):

$$E = \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| = \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i/Y}{L_i/L} - 1 \right| \quad (7)$$

$$patent_knowledge_{nl,type} = 1 - \sum \alpha^2 \quad (8)$$

在式(7)中,E为产业结构偏离度,Y为产业增加值,L为产业就业人数,i和n分别表示产业及产业部门总数。在式(8)中,α为专利分类号中各大组分类所占比重,当α值增大时,意味着各专利大组间的分类差异变得更为显著,揭示了企业创造专利时所涉及的知识广度在扩大,表明专利质量得到了提升。回归结果见表4,从表中可以看出数字贸易回归系数依然显著为正,与基准回归结果保持一致。说明改变被解释变量的测算方法不改变本文主要结论,数字贸易能显著促进产业的转型升级。

表 4 稳健性检验(1)

变量	(1)	(2)	(3)
	Upgrade1	Upgrade2	Upgrade3
数字贸易	1. 466 8 *** (5.21)	0. 058 9 *** (3.49)	0. 006 4 ** (4.19)
截距	0. 493 4 *** (3.02)	0. 038 1 *** (6.56)	0. 535 3 *** (11.97)
控制变量	yes	yes	yes
观测值	434	4 099	11 902
决定系数	0. 781	0. 382	0. 601

2. 改变解释变量的测算方法

数字贸易发展综合指数虽然能够较全面地评价数字化水平,但测量方法的差异可能会影响实证的最终结果。数字贸易是由跨境电子商务的逐渐迭代发展,持续量变积累下质变产生的^[65]。因此,本文采用电子商务销售额与 GDP 的占比作为省级层面和企业层面数字贸易的代理变量,选取用互联网普及率、互联网相关从业人员、互联网相关产出、移动互联网用户和数字金融普惠发展这五个指标所构建的数字经济发展指数来作为城市层面数字贸易的代理变量。回归结果如表 5 所示。观察表 5 可以看出,回归结果的符号和显著性与基准回归结果相比均未发生改变,说明结果稳健,数字贸易对产业转型升级存在显著正向影响。

表 5 稳健性检验(2)

变量	(1)	(2)	(3)
	Upgrade1	Upgrade2	Upgrade3
数字贸易	0. 167 2 *** (9.37)	0. 053 4 * (1.96)	0. 148 3 ** (2.35)
截距	0. 848 9 *** (44.38)	0. 198 5 *** (3.82)	0. 613 4 *** (4.85)
控制变量	yes	yes	yes
观测值	434	4 099	86 987
决定系数	0. 940	0. 255	0. 708

3. 内生性问题讨论

第一,考虑遗漏变量的问题,模型无法控制所有同时影响数字贸易与产业转型升级的因素。第二,考虑双向因果的问题,数字贸易推动产业融合,实现产业转型升级的同时,产业结构的优化也会促进数字化、信息化发展,并改善贸易环境,推动数字贸易的发展。因此,为克服上述内生性问题,本文采用二阶段最小二乘法(2 SLS)进行估计,借鉴黄群慧^[58]和赵涛^[59]的方法,选取历史上各省份 1984 年固定电话数量与数字贸易滞后一期作为数字贸易发展指数的工具变量。考虑到工具变量和本文使用面板数据的匹配

性,将固定电话数与上一年全国互联网用户数的交互项作为最终使用的工具变量。各省的固定电话数可以在一定程度上反映该国的数字技术发展和利用情况,而数字贸易的发展主要依赖于数字技术,因此与数字贸易存在很大的相关性,满足“排他、相关性”要求。另外,本文还对工具变量进行有效性检验,检验结果如表6所示,KP-LM与Wald rk F统计量皆在1%的显著性水平下通过检验,表明拒绝弱工具变量和工具变量识别不足的原假设,工具变量有效。模型(1)–(3)分别汇报了省级、城市和企业三个层面的回归结果,数字贸易的估计系数在考虑了内生性后依然显著为正,与基准回归结果一致。因此,利用工具变量法进行的内生性检验结果也表明数字贸易促进产业转型升级。

表6 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Upgrade1	Upgrade2	Upgrade3
	IV+2SLS	IV+2SLS	IV+2SLS
数字贸易	0.091 6 *** (1.83)	0.460 3 *** (7.5)	1.000 8 *** (3.60)
KP-LM	165.241[0.000]	201.002[0.000]	501.204[0.000]
Wald rk F	263.146[0.000]	211.109[0.000]	308.415[0.000]
观测值	434	4 099	86 987
决定系数	0.476 5	0.160 4	0.036

注:方括号内为p值。

(三) 异质性检验

1. 地区异质性

已有研究表明,区位条件是影响数字贸易发展的重要因素之一。因此,本文根据经济发展程度的不同,将省级全样本数据划分为东、中、西部地区,实证检验结果见表7的模型(1)–(3)。可以看出,中部地区和西部地区的数字贸易系数分别通过10%和1%的显著性水平检验,且其符号为正,东部地区的回归系数不显著,即数字贸易对产业转型升级的影响效果呈现出西部>中部>东部的态势,即随经济发展水平从高到低,数字贸易的影响逐渐式微。究其原因,东部地区产业结构相对比较完善,而且“服务化”倾向度较高,而中西部地区以第一、第二产业为主,产业结构高级化和合理化程度相对较低,因此,数字贸易对中部和西部地区产业转型升级影响更大。

表7 分样本回归结果(1)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东北部	中心城市	外围城市
DTDI	0.028 0 (0.58)	0.100 8 * (1.87)	0.388 6 *** (4.77)	-0.424 0 * (-1.91)	0.043 1 *** (2.9)	0.154 0 *** (7.00)
	0.981 8 *** (25.51)	1.026 7 *** (27.23)	0.863 7 *** (21.72)	1.332 9 *** (11.51)	0.345 9 *** (54.34)	0.214 9 *** (65.00)
截距	yes	yes	yes	yes	yes	yes
控制变量	168	84	140	42	504	3 595
观测值	0.971	0.974	0.866	0.957	0.894	0.892
决定系数						

2. 城市等级异质性

考虑到城市等级规模的差异性,本文将全样本分为中心城市和外围城市进行异质性检验。中心城市即直辖市、省会城市和副省级城市,外围城市即除中心城市以外的其他地级市,回归结果见表 7 模型(4)和模型(5)。可以看出,数字贸易对中心城市和外围城市的估计系数均在 1% 水平下通过检验,且显著为正,但外围城市比中心城市的回归系数要高,即在数字贸易对产业转型升级的影响效果中,外围城市比中心城市的影响更大。究其原因,中心城市规模较大,“城市病”现象较为突出,由于产业结构复杂,面临转型难度和成本较大,再加上旧有体制束缚、利益集团的阻碍等历史遗留问题较多,土地资源、水资源短缺导致资源约束较大,限制了中心城市数字贸易转型的规模和速度。而外围城市劳动成本和土地成本相对较低,企业在数字贸易转型过程中可以节省大量成本。另外,外围城市产业结构相对单一,企业更容易调整和优化产业结构,实现快速转型。因此,数字贸易对外围城市产业转型升级的影响比中心城市大。

3. 企业所处行业价值链嵌入位置异质性

企业是促进产业转型升级的真正主体,是夯实产业发展的微观基础。而企业所处行业价值链嵌入位置的不同能够反映企业在行业中生产能力的强弱,数字贸易对不同生产能力的企业影响存在巨大差异,因而有必要探讨企业所处行业价值链嵌入位置异质性。本文使用产出增加值占行业总产出的比重来衡量价值链嵌入位置,将高于行业均值的定义为高价值链嵌入位置,低于行业均值的定义为低价值链嵌入位置。从表 8 的模型(1)和(2)可以看出,无论是高价值链嵌入还是低价值链嵌入,估计结果均为正,对比发现,数字贸易对低嵌入价值链位置的企业比高嵌入价值链位置企业的促进作用更强。长期以来,我国高端产品短缺,产业链、价值链“低端锁定”,大多数企业主要通过加工贸易的方式参与全球价值链分工,主要通过运输、管理资源等服务要素获得新的竞争力^[66],而数字贸易极大地缩短了其交易与运输成本,因此数字贸易对在低价值链嵌入位置的企业影响更大。

表 8 分样本回归结果(2)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高嵌入位置	低嵌入位置	国有制企业	非国有制企业
数字贸易	0.018 3 (0.32)	0.071 9 *** (2.94)	0.041 7 (0.75)	0.061 8 ** (2.56)
截距	1.116 9 *** (2.61)	0.635 6 *** (4.25)	0.568 5 (1.31)	0.708 2 *** (4.92)
控制变量	yes	yes	yes	yes
观测值	15 225	66 570	9 348	77 428
决定系数	0.791	0.669	0.831	0.687

4. 企业所有制异质性

考虑到国有企业和非国有企业在政策扶持、资金融通方面等都存在差异,因此,本文从企业所有制角度进行异质性检验。具体而言,通过企业的控股情况来识别企业是否为国有企业并进行分样本回归,结

果列于表8的模型(3)和模型(4)。可以看出,数字贸易的估计系数均为正,且对非国有企业的影晌相较于国有企业的影响更大。可能的原因是,国有企业具有天然的政策及资源优势,面临的生存压力较小,数字贸易对提升企业生产效率、促进研发创新的激励作用有限,因此,与非国有企业相比国有企业对产业转型升级的促进作用较小。

六、机制检验

为进一步探究数字贸易对中国产业转型升级的可能影响渠道,参考江艇^[67]的研究思路,通过观测核心解释变量与中介变量的影响进行机制检验。根据数据的可得性原则,作用机制的指标选取与数据处理如下:

(1)交易成本度量。借鉴黄群慧^[58]的做法,选取销售费用(*se*)作为企业交易成本的代理变量,并将其他费用如管理费用(*ae*)与财务费用(*fe*)之和作为稳健性检验。

(2)创新创业指数(*iei*)。该指数是由北京大学国家发展研究院与龙信数据研究院联合开发,采用企业工商注册信息微观数据库,刻画城市层面创新创业水平。具体包括新建企业进入、外来投资笔数、vcpe投资数目、发明专利授权数目、实用新型专利公开数目、外观专利公开数目以及商标授权数目等7个子维度指标。

(3)要素配置效率度量。借鉴白俊红和刘宇英^[68]的方法,通过要素错配指数逆向度量要素配置效率。资本错配指数(*kmis*)和劳动错配指数(*lmis*)的计算公式如下:

$$kmis_i = \frac{1}{\gamma_{Ki}} - 1, lmis_i = \frac{1}{\gamma_{Li}} - 1 \quad (9)$$

其中, γ_{Ki} 和 γ_{Li} 分别表示资本和劳动力价格曲系数,计算公式如下:

$$\gamma_{Ki} = \left(\frac{K_i}{K} \right) \left(\frac{s_i \beta_{Ki}}{\beta_K} \right), \gamma_{Li} = \left(\frac{L_i}{L} \right) \left(\frac{s_i \beta_{Li}}{\beta_L} \right) \quad (10)$$

其中, s_i 为地区 i 产出与全部总产出的占比, K_i/K 为地区 i 使用资本占总资本的份额, $s_i \beta_{Ki}/\beta_K$ 为资本有效配置时 i 地区使用资本的理论比例, β_{Ki} 为利用生产函数估计的各地区资本产出弹性, γ_{Ki} 为资本错配程度; L_i/L 表示 i 地区使用的劳动占劳动总量的比例, $s_i \beta_{Li}/\beta_L$ 为劳动有效配置时 i 地区使用劳动的比例, β_{Li} 为利用生产函数估计的各地区的劳动产出弹性, γ_{Li} 为劳动错配程度。另外,产出总量用各省份GDP衡量,劳动投入量用各省就业人数表示,资本投入量用各省份固定资产存量衡量,具体用永续盘存法计算。

上述内在机制检验结果如表9所示。由模型(1)可以看出,数字贸易的发展对劳动错配的影响显著为负,说明数字贸易能够减缓劳动错配程度,但对资本配置效率影响不显著。可能的原因是数字贸易的发展主要通过提高就业灵活度,拓宽就业渠道,提高了劳动配置效率,并且数字贸易催生出的新产业、新业态、新模式促使劳动力要素向第三产业转移,最终推动整体产业的转型升级。由模型2和3可以看出,数字贸易对创新创业水平的影响显著为正,对企业销售费用和其他费用影响显著为负,表明数字贸易能够推动创新创业水平的提高,降低企业交易费用。该结论说明了数字贸易降低了贸易壁垒及成本、信息不对称程度,促进了技术创新的研发与应用,提高了大众创新创业活跃度。综上所述,数字贸易可以通过降低交易费用,提高创新创业水平及劳动要素配置效率等途径促进产业的转型

升级,即假设 1 成立。

表 9 机制检验结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	<i>kmis</i>	<i>lmis</i>	<i>iei</i>	<i>lnse</i>	<i>ln(ae+fe)</i>	
数字贸易	-0.020 3	-0.898 3 ***	0.084 1 ***	-0.376 8 ***	-0.178 5 ***	
	(-0.127 0)	(-7.090 7)	(3.42)	(-4.44)	(-2.71)	
截距	0.258 2 ***	0.464 4 ***	1.636 9 *	7.832 2 ***	8.932 8 ***	
	(3.293 9)	(6.596 2)	(1.94)	(86.76)	(108.89)	
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	
观测值	434	434	3 025	139 963	146 175	
决定系数	0.808 0	0.943 4	0.835	0.942	0.950	

七、拓展性分析——空间效应考察

(一) 空间自相关检验

剔除 2020—2023 年数据,将数据限定在 2010—2020 年,可确保观测到的空间依赖模式反映的是区域经济系统相对稳定的内在运行规律。

在进行空间计量分析之前,首先要进行空间自相关检验。本文采用 Moran's I 指数法检验数字贸易与产业转型升级的空间自相关性,结果见表 10。可以看出,2010—2020 年数字贸易发展指数和产业转型升级指数在经济距离权重下的 Moran's I 指数均为正,通过 5% 的显著性水平,说明数字贸易和产业转型升级在经济距离相近的省份的空间正相关性明显,呈现空间集聚现象。为进一步揭示数字贸易发展和产业转型升级的空间集聚模式,绘制 2010 年和 2020 年数字贸易和产业转型升级 Moran's I 散点图,如图 1 所示。可以看出,无论是在 2010 年还是 2020 年,数字贸易和产业转型升级散点图中大多数省份位于第一和第三象限,说明数字贸易和产业转型升级在空间上均呈现出显著正向依赖性。

表 10 Moran's I 指数

年份	数字贸易		Upgrade1		年份	数字贸易		Upgrade1	
	Moran's I	Moran's I	Moran's I	Moran's I		Moran's I	Moran's I	Moran's I	Moran's I
2010	0.248 ***	0.244 ***			2016	0.126 ***	0.259 ***		
2011	0.225 ***	0.255 ***			2017	0.093 **	0.257 ***		
2012	0.140 ***	0.232 ***			2018	0.089 **	0.240 ***		
2013	0.142 ***	0.232 ***			2019	0.096 **	0.256 ***		
2014	0.133 ***	0.229 ***			2020	0.130 ***	0.275 ***		
2015	0.150 ***	0.237 ***							

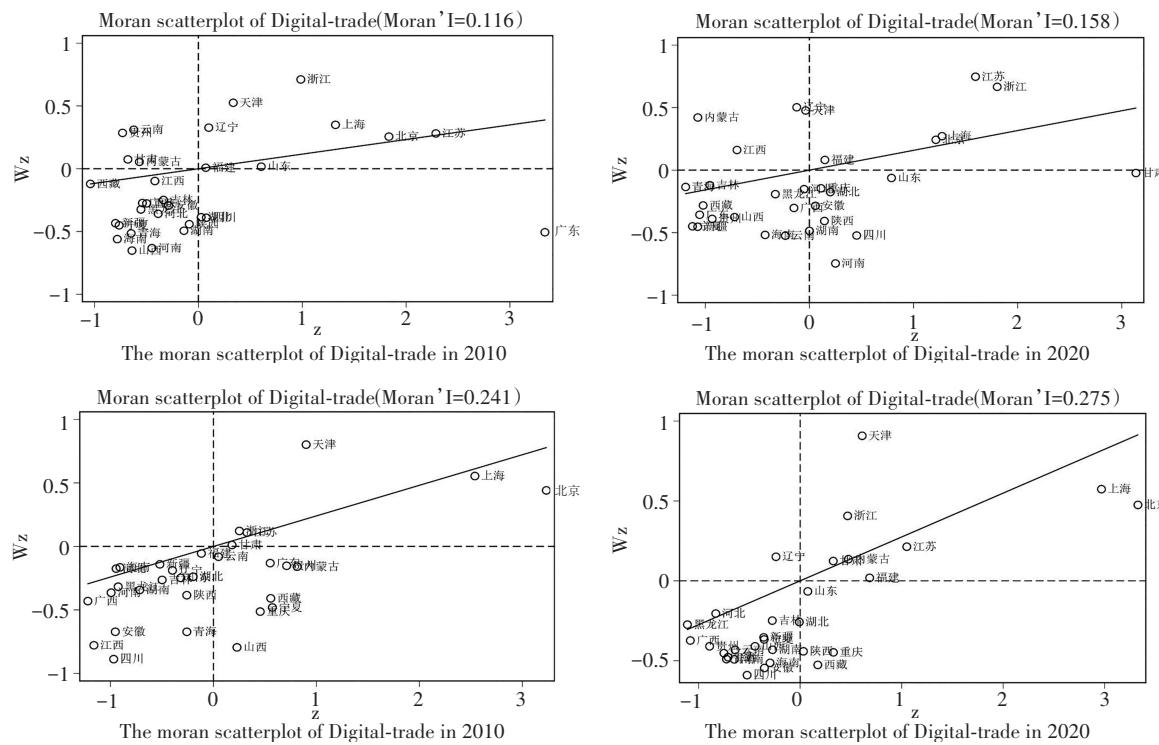


图 1 2010 年和 2020 年数字贸易与产业转型升级 Moran's I 散点图

(二) 空间计量模型的选择及检验

本文在依次进行 LM 检验、Hausman 检验、固定效应的选择、LR 检验及 WALD 检验后, 确定了个体固定效应的空间杜宾模型(SDM)为最优选择。为保证估计结果的稳健性, 本文还进一步运用了空间滞后模型(SAR)进行检验。表 11 报告了 3 种不同空间权重矩阵下数字贸易对产业转型升级空间模型估计的结果。可以看出, SDM 模型中产业转型升级的空间自回归系数和数字贸易的空间交互项系数均显著为正, 表明了在空间上存在产业转型升级的内生交互效应和外生的数字贸易交互效应。在此基础上, 本文还将数字贸易对产业转型升级的影响分解为直接效应、间接效应和总效应^[69]。直接效应表示数字贸易对本地区产业转型的影响, 间接效应表示数字贸易对其他地区产业转型升级的影响, 总效应为直接效应和间接效应之和。从表 11 可以看出, 数字贸易对产业转型升级的间接效应显著, 即存在正向空间溢出效应, 因此, 假设 H2 成立。

表 11 空间模型回归结果

模型设定		SAR			SDM		
空间矩阵类型	经济矩阵	地理矩阵	邻接矩阵	经济矩阵	地理矩阵	邻接矩阵	
ρ	0.737 9 *** (16.17)	0.767 2 *** (17.65)	0.566 0 *** (10.82)	0.468 4 *** (6.43)	0.294 7 *** (3.09)	0.275 3 *** (4.66)	
	0.680 0 *** (7.66)	0.752 5 *** (8.60)	0.661 2 *** (6.39)	0.431 8 *** (4.85)	0.347 8 *** (3.79)	0.433 5 *** (4.45)	
数字贸易				0.304 7 * (1.77)	0.531 3 ** (2.23)	0.593 2 *** (4.09)	
				yes	yes	yes	yes
W×Digital trade							
Control	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes

续表11

模型设定		SAR			SDM		
空间矩阵类型	经济矩阵	地理矩阵	邻接矩阵	经济矩阵	地理矩阵	邻接矩阵	
LR_Direct	0.799 1 *** (7.88)	0.900 2 *** (8.57)	0.736 5 *** (6.62)	0.483 8 *** (5.23)	0.388 8 *** (4.15)	0.486 8 *** (5.10)	
	1.909 8 *** (3.98)	2.505 6 *** (3.73)	0.817 8 *** (4.80)	0.918 6 *** (3.54)	0.870 2 *** (3.01)	0.940 0 *** (5.95)	
LR_Indirect	2.709 0 *** (5.08)	3.405 8 *** (6.39)	1.554 3 *** (6.39)	1.402 4 *** (4.82)	1.259 *** (4.12)	1.426 8 *** (9.14)	
	Observations 434	434	434	434	434	434	
R-squared	0.317	0.443	0.443	0.087	0.097	0.179	
Number of pro	31	31	31	31	31	31	

八、结论与政策启示

本文采用 2010—2023 年省级、城市层面和 2010—2014 年工商—专利匹配数据,从宏观、中观和微观全面考察了数字贸易对中国产业转型的影响和内在机制,最后还进一步讨论了两者的空间相关性,得出如下结论:第一,数字贸易在宏观、中观、微观三个层面均能够显著促进产业转型升级;第二,数字贸易对西部地区、外围城市、低价值链嵌入位置企业和非国有企业的促进作用更强;第三,数字贸易能够通过提高劳动要素配置效率、创新创业活跃度和降低交易成本等途径显著促进产业转型升级;第四,数字贸易和产业转型升级均存在空间聚集的特点,产业转型升级不仅受本地区数字贸易发展的正向影响,还受其他地区数字贸易的正向空间溢出效应影响。

数字贸易无疑能驱动产业转型升级,根据本文结论可以得到以下政策启示:第一,强化数字基础设施建设,夯实数字贸易发展的产业基础。加大对 5G 网络、产业互联网、区块链等新型基础设施建设的力度,推动数据赋能全产业链协同转型;鼓励企业建立内部研发中心,构建一个以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系。第二,加强区域合作,推动区域数字贸易协调发展。将中西部地区的低成本优势、资源优势与东部地区的技术、市场和数字产业优势结合起来,通过有效释放不同区域的优势,构建区域间协调发展和优势互补机制,共享数字贸易红利。第三,完善数字贸易平台体系搭建,推动产业发展新生态。要不断完善数字贸易平台体系的搭建,推动行业升级与业务细分的持续深化,加快生态型平台升级,最终促进我国经济供给侧与需求侧高质量发展的双重改革,打造新型产业供需关系和生态协同关系。第四,构建数字贸易高质量发展空间格局,提升产业集群竞争力。要加强数字贸易的辐射作用,打造数字贸易产业发展示范基地,充分释放其溢出红利和空间贡献能力,提升区域产业集群竞争力,通过构建开放合作的数字贸易生态,实现产业结构的优化升级,推动经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 习近平.高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[N].人民日报,2022-10-26(1).
- [2] 郭锦辉.加快推动服务贸易高质量发展[N].中国经济时报,2024-09-24(003).

- [3] 余森杰,郭兰滨.数字贸易推动中国贸易高质量发展[J].华南师范大学学报(社会科学版),2022(1):93-103,206.
- [4] 习近平.习近平经济文选(第一卷)[M].北京:中央文献出版社,2025:437.
- [5] 张兆鹏.数字经济发展对产业结构影响的统计测算——基于供给与需求联动的分析[J].经济问题探索,2024(10):84-101.
- [6] WEBER R H. Digital trade in WTO-Law-Taking stock and looking ahead[J]. Asian Journal of WTO & International Health Law and Policy,2010(5):1-24.
- [7] 马述忠,房超,梁银锋.数字贸易及其时代价值与研究展望[J].国际贸易问题,2018(10):16-30.
- [8] 刘洪愧.数字贸易发展的经济效应与推进方略[J].改革,2020(3):40-52.
- [9] 蓝庆新,窦凯.美欧日数字贸易的内涵演变、发展趋势及中国策略[J].国际贸易,2019(6):48-54.
- [10] 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.
- [11] CARBALLO, JERÓNIMO, RODRIGUEZ CHATRUC M, et al. Online business platforms and international trade[J]. Journal of International Economics, 2022:137.
- [12] 徐金海,夏杰长.全球价值链视角的数字贸易发展:战略定位与中国路径[J].改革,2020(5):58-67.
- [13] 方慧,霍启欣.数字服务贸易开放的企业创新效应[J].经济学动态,2023(1):54-72.
- [14] 刘玉荣,杨柳,刘志彪.跨境电子商务与生产性服务业集聚[J].世界经济,2023(3):63-93.
- [15] 殷凤,党修宇,李平.区域贸易协定中数据流动规则深化对服务出口国内增加值的影响[J].国际贸易问题,2023(1):55-72.
- [16] 史本叶,齐瑞卿.数字贸易规则网络对数字服务出口的影响[J].世界经济研究,2023(3):3-16,134.
- [17] GEREFFI G. International trade and industrial upgrading in the apparel commodity Chain[J], Journal of International Economics, 1999(1):37-70.
- [18] POON J P H, MACPHERSON A. Innovation strategies of asian firms in the united states[J]. Journal of Engineering and Technology Management, 2005(4): 255-273.
- [19] 吴崇伯.论东盟国家的产业升级[J].亚太经济,1988(1):5.
- [20] WU N, LIU Z K. Higher education development, technological innovation and industrial structure upgrade[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 162:120400.
- [21] 何小钢.核心资源、动态能力与跨产业升级——基于科技企业的跨案例研究[J].科学学与科学技术管理,2019(10):129-145.
- [22] 盛斌,赵文涛.地区全球价值链、市场分割与产业升级——基于空间溢出视角的分析[J].财贸经济,2020(9):131-145.
- [23] 王勇.“十四五”规划时期中国产业升级的新机遇与新挑战:新结构经济学的视角[J].国际经济评论,2021(1):56-75,5.
- [24] 郭凯明.人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动[J].管理世界,2019(7):60-77,202-203.
- [25] UY T, YI K M, ZHANG J. Structural change in an open economy[J]. Journal of Monetary Economics, 2013(6):667-682.
- [26] 徐鹏杰,王宁,杨乐晴.要素市场化配置、政府治理现代化与产业转型升级[J].经济体制改革,2020(5):86-92.
- [27] 曹宗平,黄海阳.中国数字贸易发展的协同关系与路径探索[J].华南师范大学学报(社会科学版),2022(1):130-140,207.
- [28] 肖远飞,周红叶,韩先锋.数字贸易何以影响中国制造业产业链安全? [J].首都经济贸易大学学报,2024(6):18-34.
- [29] 张志明,林琳,周艳平.区域数字贸易规则深化对亚太数字产业价值链合作的影响研究[J].统计研究,2024(9):72-85.
- [30] 姚战琪.数字贸易与中国产业结构转型升级:基于结构方程模型的多重中介效应[J].贵州社会科学,2024(2):127-136.
- [31] 裴桂芬,刘岩.中国数字贸易发展对产业结构升级的影响——基于空间杜宾模型的实证[J].统计与决策,2024(6):162-166.
- [32] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019(1):3-43.
- [33] 朱兆一,姜峰.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[J].国际商务(对外经

- 济贸易大学学报),2022(4):88-104.
- [34] 武宵旭,任保平.数字经济背景下要素资源配置机制重塑的路径与政策调整[J].经济体制改革,2022(2):5-10.
- [35] PENEDEK M, KANIOVSKI S, DACHS B. What follows tertiarisation? Structural change and the role of knowledge-based services[J]. The Service Industries Journal, 2003(2):47-66.
- [36] 金京,戴翔,张二震.全球要素分工背景下的中国产业转型升级[J].中国工业经济,2013(11):57-69.
- [37] 张昕蔚.数字经济条件下的创新模式演化研究[J].经济学家,2019(7):32-39
- [38] 周广肃,樊纲.互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证[J].经济评论,2018(5):134-147.
- [39] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019(8):71-86.
- [40] SHAHROKHI M. E-finance:status,innovations,resources and future challenges[J]. Managerial Finance,2008.
- [41] 袁莉琳,祝合良,季鹏.数字基础设施对数字化产品贸易网络影响的空间效应研究——来自“一带一路”共建国家的经验证据[J].亚太经济,2025(2):67-85.
- [42] 肖沁霖,邓宗兵,乔怡丹.长三角城市群数字化与绿色化协同发展的时空演变及溢出效应[J].地理科学进展,2025(6):1178-1193.
- [43] 叶紫青,夏杰长.数字技术赋能文化产业创新发展:内部共生与外部协同[J].科学管理研究,2024(5):49-56.
- [44] 曾可昕,王振宇.普惠视角下全球数字贸易规则构建的中国方案:治理实践与优化路径[J].国际贸易,2025(4):17-28,62.
- [45] YILMAZ S, HAYNES K E, DINC M. Geographic and network neighbors: spillover effects of telecommunications infrastructure[J]. Journal of Regional Science,2002(2):339-360.
- [46] KELLER W. Trade and the transmission of technology[J]. Journal of Economic Growth,2002(1):5-24.
- [47] 谭洪波,夏杰长.数字贸易重塑产业集聚理论与模式——从地理集聚到线上集聚[J].财经问题研究,2022(6):43-52.
- [48] 杨慧梅,江璐.数字经济、空间效应与全要素生产率[J].统计研究,2021(4):3-15.
- [49] 罗珉,李亮宇.互联网时代的商业模式创新:价值创造视角[J].中国工业经济,2015(1):95-107.
- [50] 于欢,姚莉,何欢浪.数字产品进口如何影响中国企业出口技术复杂度[J].国际贸易问题,2022(3):35-50.
- [51] 付凌晖.我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J].统计研究,2010(8):79-81.
- [52] 袁航,朱承亮.国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J].中国工业经济,2018(8):60-77.
- [53] 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011(5):4-16,31.
- [54] 陈明艺,庞保庆,王璐璐.减税效应、技术创新与产业转型升级——来自长三角上市公司的经验证据[J].上海经济研究,2021(1):78-89,128.
- [55] 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.
- [56] 潘为华,贺正楚,潘红玉.中国数字经济发展的时间演化和分布动态[J].中国软科学,2021(10):137-147.
- [57] 徐晔,赵金凤.中国创新要素配置与经济高质量耦合发展的测度[J].数量经济技术经济研究,2021(10):46-64.
- [58] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [59] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [60] 李治国,车帅,王杰.数字经济发展与产业结构转型升级——基于中国 275 个城市的异质性检验[J].广东财经大学学报,2021(5):27-40.
- [61] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [62] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics,2012(2):339-351.
- [63] 于斌斌.产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J].中国工业经济,2015(12):83-98.
- [64] 张杰,郑文平.创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J].经济研究,2018(5):28-41.

- [65] 马述忠,潘钢健.从跨境电子商务到全球数字贸易——新冠肺炎疫情全球大流行下的再审视[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2020(5):119-132,169.
- [66] 祝树金,王哲伦,王梓瑄.全球价值链嵌入、技术创新与制造业服务化[J].国际商务研究,2021(3):14-25.
- [67] 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.
- [68] 白俊红,刘宇英.对外直接投资能否改善中国的资源错配[J].中国工业经济,2018(1):60-78.
- [69] LESAGE J P, PACE R K. Spatial econometric modeling of origin-destination flows[J]. Journal of Regional Science, 2008(5):941-967.

Research on the Impact of Digital Trade on China's Industrial Transformation and Upgrading

YU Shihai, CHEN Zuohui, LIU Dongyuan

(Business School, Guilin University of Technology, Guilin 541004, Guangxi, China)

Abstract: In the global technological and industrial changes, digital trade is particularly important in promoting the process of industrial intelligent manufacturing transformation. This paper measures the comprehensive index of digital trade development level through the entropy weight TOPSIS method and grey correlation dynamic evaluation method, and calculates the comprehensive index of industrial transformation and upgrading with the help of exploratory factor analysis method to comprehensively examine the impact of digital trade on China's industrial transformation and upgrading in three dimensions: provincial level, city level, and enterprise level. The study shows that digital trade significantly promotes China's industrial transformation and upgrading and has a stronger impact on the central and western regions, peripheral cities, low-value chain embedded positions, and non-state-owned enterprises, with a certain pro-poor characteristic. The mechanism of action shows that reducing transaction costs, stimulating innovation and entrepreneurial activity, and improving the efficiency of labor factor allocation are important paths for digital trade to promote industrial transformation and upgrading. Finally, the expansive analysis concludes that there is a positive spatial spillover effect of the impact of digital trade on industrial transformation and upgrading. Therefore, it is necessary to accelerate the construction of new infrastructure, build a spatial pattern for the high-quality development of digital trade, promote the development of a new type of industrial supply-demand relationship and ecological synergy, and achieve the comprehensive transformation and upgrading of industries.

Keywords: digital trade; industrial transformation and upgrading; transaction cost; level of innovation and entrepreneurship; factor allocation efficiency

(责任编辑:杨睿)