

# 制造业数字化转型能否降低 出口隐含碳强度

户华玉 余群芝

**摘要：**制造业数字化转型为绿色低碳经济发展提供了契机。文章聚焦制造业出口隐含碳强度，通过数理建模分析了制造业数字化转型对出口隐含碳强度的作用机制，并且基于跨国（地区）行业面板数据对制造业数字化转型影响出口隐含碳强度的效应及作用机制进行了检验。研究表明：制造业数字化转型能够降低出口隐含碳强度；制造业数字化转型产生的技术水平提升效应能显著降低出口隐含碳强度，而规模效应和能源结构效应则存在明显的倒U型中介作用；进一步的非线性关系检验表明，制造业数字化转型与出口隐含碳强度之间呈现倒U型关系；异质性分析表明，加强经济体数字基础设施建设，增加制造业数字服务投入均能对降低出口隐含碳强度产生突出的作用，同时发达经济体的制造业数字化转型、高耗能制造业和中低技术制造业数字化转型对出口隐含碳强度的降低作用更大，这对中国协同出口贸易和低碳发展具有重要的政策启示。

**关键词：**数字化转型；出口隐含碳强度；能源结构

[中图分类号] F426 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 7-0036-17

## 一、引言与文献综述

随着全球气候问题的日益突出，发展低碳经济和绿色贸易已经成为各国政府应对气候问题时的战略选择，出口贸易在为各国带来经济利益的同时，也引致了大量出口隐含碳排放，如何平衡出口贸易与碳减排两大目标成为各国关注的焦点。出口隐含碳强度反映了出口贸易的碳排放成本，降低出口隐含碳强度则成为各国协调出口贸易和碳减排的有效措施，同时对于构建全球绿色价值链也具有重要意义。伴随全球新一轮科技革命的加速演进，以“互联网+”“智能+”为代表的数字经济正在蓬勃发展，这加速了各行各业的转型升级。制造业作为全球数字化转型的主战场，在依托大数据和云计算等数字技术赋能传统研发、生产和管理模式的同时，也为各国制造业实现出口低碳化带来了新契机。党的十九大报告指出，要推动互联

[收稿日期] 2021-10-21

[基金项目] 中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金资助“数字经济能否推动出口绿色低碳转型”（202210307）

[作者信息] 户华玉（通讯作者）：中南财经政法大学经济学院博士研究生，电子信箱：1549204374@qq.com；余群芝：中南财经政法大学经济学院教授

网、大数据、人工智能和实体经济深度融合,在绿色低碳及共享经济等领域培育新增长点、形成新动能<sup>①</sup>。在此背景下,本文围绕制造业数字化转型对出口隐含碳强度的影响展开研究,致力于厘清二者之间的影响效应及作用机制,为全球气候治理及中国制造业出口绿色低碳转型提供重要的经验依据。

学术界关于出口隐含碳强度的影响因素研究已十分丰富,以往学者较多采用结构分解分析法(SDA)和对数平均迪氏分解法(LMDI)对出口隐含碳的影响因素进行分析,发现降低直接碳排放系数、优化中间投入技术结构和能源结构等是降低出口隐含碳规模和强度的有效措施(尹伟华,2019<sup>[1]</sup>;谭娟和陈鸣,2015<sup>[2]</sup>;Su and Thomson,2016<sup>[3]</sup>)。

数字化转型是指数字技术与传统产业融合(汪阳洁等,2020)<sup>[4]</sup>。2017年《中国数字经济发展白皮书》将中间投入要素的数字化视为数字化转型的重要内容,张晴和于津平(2020)<sup>[5]</sup>在此基础上将投入数字化定义为企业运用数字化基础设施、媒体与交易等投入要素进行产业变革。随着数字技术和传统产业融合,“数字化红利”开始成为国内外学者关注的焦点,丰富的研究成果表明,数字化对于提升全要素生产率(涂心语和严晓玲,2022)<sup>[6]</sup>,促进技术创新(唐松等,2020)<sup>[7]</sup>,优化能源结构(Murshed,2020)<sup>[8]</sup>,实现价值链地位攀升(高敬峰和王彬,2020<sup>[9]</sup>;齐俊妍和任奕达,2021<sup>[10]</sup>)等都具有重要意义,这为经济绿色低碳转型带来了新契机。

除了探讨数字化转型的经济效应,数字化转型的环境效应也成为学者们关注的重点。数字化转型在促进绿色技术创新(王锋正等,2021)<sup>[11]</sup>,提升绿色全要素生产率(周勇和王怀英,2021)<sup>[12]</sup>,降低能源强度(张三峰和魏下海,2019)<sup>[13]</sup>等方面都发挥着积极作用。为了进一步考察数字化转型能否推动绿色低碳经济发展,部分研究将关注点聚焦在碳排放上。Lashkarizadeh和Salatin(2012)<sup>[14]</sup>基于2003—2008年43国面板数据考察了信息与通信技术(Information and Communications Technology, ICT)对空气污染的影响,发现ICT能显著降低CO<sub>2</sub>的排放;Danish(2019)<sup>[15]</sup>以“一带一路”国家为研究样本,同样验证了ICT发展对碳减排的积极影响。易子榆等(2022)<sup>[16]</sup>的研究发现,数字产业技术发展能通过赋能关联行业实现国家低碳转型。然而,并非所有的研究都认为数字化转型对碳排放的影响是线性的。Faisal等(2020)<sup>[17]</sup>在以新兴国家为样本进行研究后发现,ICT与碳排放之间呈现倒“U”型关系。中国学者李寿国和宋宝东(2019)<sup>[18]</sup>基于中国省级面板数据考察了互联网发展与碳排放之间的关系,发现二者间也呈倒“U”型关系。由此可见,以往学者就数字经济对碳排放的影响关注较多,而对出口隐含碳的关注较少,并且在研究层面上主要集中于国家或地区层面。

已有文献为出口隐含碳强度的影响因素研究提供了丰富的经验,也为数字化转型助推经济绿色低碳发展提供了经验支撑。相比已有研究,本文可能的贡献在于:一是研究视角上,本文聚焦出口隐含碳强度,深入研究数字化转型对出口隐含碳强度的影响,旨在为协调出口贸易和碳减排共同发展寻求新的有效措施;二是研究理论上,本文系统构建了数字化转型影响出口隐含碳强度的理论机制,通过数理建模

<sup>①</sup>[https://www.spp.gov.cn/spp/tt/201710/t20171018\\_202773.shtml](https://www.spp.gov.cn/spp/tt/201710/t20171018_202773.shtml)。

对出口隐含碳强度的内生决定因素进行了分解,并在此基础上系统分析了数字化转型影响出口隐含碳强度的作用机制,丰富了数字经济环境效应的理论研究;三是研究层面上,本文聚焦制造业行业,实证检验了制造业数字化转型对出口隐含碳强度的影响效应及作用机制,丰富了数字经济行业层面的经验研究,以期为全球气候治理及中国制造业出口绿色低碳转型提供经验依据。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 出口隐含碳强度的内生决定因素分析

本文参考 Aghion 和 Howitt (1992)<sup>[19]</sup> 以及杨冕等 (2018)<sup>[20]</sup> 的模型,构建了一个包含中间品生产部门和最终品生产部门的两部门模型,该模型包括劳动和资本两种生产要素,以及一种不贡献产值的伴随消耗要素——能源。基于该模型,本文对出口隐含碳强度的内生决定因素进行了分析。

#### 1. 消费者

本文假设消费者都是无限连续生命个体,在终生消费中拥有相同的跨期可加性偏好,并且消费者只消费最终品。代表消费者的终身效用函数如下所示:

$$U = \int_0^{+\infty} e^{-rt} c_t dt \quad (1)$$

式(1)中, $t$ 表示时间; $r$ 代表时间贴现率,也是市场利率; $c_t$ 代表消费者在 $t$ 期消费最终品的数量。

#### 2. 最终品生产

在本文所构建的模型中,最终品是在中间品的基础上加工生产的,需要同时投入劳动和资本两种生产要素,并且还需要消耗能源。本文借鉴申萌等(2012)<sup>[21]</sup>和杨冕等(2018)的经验,假定中间品与劳动、资本之间是不可替代的关系。最终品生产函数遵循柯布—道格拉斯形式,具体如下:

$$Y_t = K_t^\alpha L_t^\beta (A_t X_t)^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

式(2)中 $Y$ 代表最终品; $K$ 、 $L$ 和 $X$ 分别代表最终品生产中投入的资本、劳动和中间品; $A$ 表示技术水平。在最终品生产过程中,能源消耗的同时会释放出二氧化碳。碳排放量的具体函数如下:

$$E_t = \varphi A_t^\lambda X_t^\theta \quad (3)$$

式(3)中 $E$ 表示二氧化碳排放量; $\varphi$ 表示能源的碳排放系数,由能源结构决定,当消耗能源中煤炭占比越高时 $\varphi$ 越大,反之则越小; $A^\lambda X^\theta$ 表示能源消耗总量, $A^\lambda$ 表示中间品的能源消耗系数,即投入一单位中间品需要消耗的能量,其中 $\lambda < 0$ ,意味着随着技术水平提升,中间品的能源消耗系数随之降低; $X$ 表示投入中间品的规模,并且 $0 < \theta < 1$ ,意味着随着投入中间品规模的扩大,需要消耗的边际能源递减。

假设最终品市场是一个完全竞争市场,当市场出清时,最终品的均衡价格为1,此时最终品生产厂商的边际收益等于边际成本,可以得到如下关系:

$$P_t = \frac{\partial Y_t}{\partial X_t} = (1 - \alpha - \beta) K_t^\alpha L_t^\beta A_t^{1-\alpha-\beta} X_t^{-\alpha-\beta} \quad (4)$$

式(4)中,  $P_t$  代表中间品相对于最终品的价格, 是中间品投入的边际成本。对  $P_t$  求反函数可以得到中间品的要素需要函数  $X_t$ , 具体如下:

$$X_t = (1 - \alpha - \beta) \frac{1}{\alpha + \beta} K_t^{\frac{\alpha}{\alpha + \beta}} L_t^{\frac{\beta}{\alpha + \beta}} A_t^{\frac{1 - \alpha - \beta}{\alpha + \beta}} P_t^{-\frac{1}{\alpha + \beta}} \quad (5)$$

### 3. 中间品生产

本文参考杨冕等(2018), 假设中间品生产仅需消耗资本要素, 且一单位资本可以生产一单位中间品, 资本的价格为  $r$ 。同时, 本文假设中间品交易市场为完全竞争市场, 当中间品交易达到市场出清时, 中间品的生产量由中间品生产厂商达到利润最大化的条件所决定, 与式(5)中最终品生产厂商对中间品的需求量保持一致。中间品生产厂商的收益函数如下所示:

$$\pi_t = P_t X_t = (1 - \alpha - \beta) K_t^{\alpha} L_t^{\beta} A_t^{1 - \alpha - \beta} X_t^{1 - \alpha - \beta} \quad (6)$$

市场交易达到均衡时, 中间品生产厂商利润最大化的条件是边际成本等于边际收益, 这意味着存在如下关系:

$$r = \frac{\partial \pi_t}{\partial X_t} = (1 - \alpha - \beta)^2 K_t^{\alpha} L_t^{\beta} A_t^{1 - \alpha - \beta} X_t^{-\alpha - \beta} \quad (7)$$

由于中间品的产出价格和最终品生产商购买中间品的价格保持一致, 可将式(7)代入式(4)中整理得到中间品价格  $P_t$  的简洁形式  $r(1 - \alpha - \beta)^{-1}$ , 并进一步将  $P_t$  代入式(5)中得到最终品生产过程中投入中间品的量:

$$X_t = r^{-\frac{1}{\alpha + \beta}} (1 - \alpha - \beta) \frac{2}{\alpha + \beta} K_t^{\frac{\alpha}{\alpha + \beta}} L_t^{\frac{\beta}{\alpha + \beta}} A_t^{\frac{1 - \alpha - \beta}{\alpha + \beta}} \quad (8)$$

将式(8)代入式(2)中进而得到最终品的产量如下:

$$Y_t = r^{\frac{\alpha + \beta - 1}{\alpha + \beta}} (1 - \alpha - \beta)^{\frac{2(1 - \alpha - \beta)}{\alpha + \beta}} K_t^{\frac{\alpha}{\alpha + \beta}} L_t^{\frac{\beta}{\alpha + \beta}} A_t^{\frac{1 - \alpha - \beta}{\alpha + \beta}} \quad (9)$$

本文借鉴申萌等(2012)的研究思路, 假设最终品主要用于消费者消费、投资和下一期中间品生产。最终品增加值等于最终品产值减去投入中间品的价值, 由于上文假定最终品的均衡价格为单位1, 因而最终品增加值可表示为  $Z_t = Y_t - P_t X_t$ , 具体函数如下:

$$Z_t = (\alpha + \beta) (1 - \alpha - \beta)^{\frac{2(1 - \alpha - \beta)}{\alpha + \beta}} r^{\frac{\alpha + \beta - 1}{\alpha + \beta}} K_t^{\frac{\alpha}{\alpha + \beta}} L_t^{\frac{\beta}{\alpha + \beta}} A_t^{\frac{1 - \alpha - \beta}{\alpha + \beta}} \quad (10)$$

### 4. 均衡状态下的出口隐含碳强度

在均衡状态下, 投入中间品数量由式(8)决定, 此时碳排放量如下:

$$E_t = \varphi_t r^{-\frac{\theta}{\alpha + \beta}} (1 - \alpha - \beta)^{\frac{2\theta}{\alpha + \beta}} K_t^{\frac{\alpha\theta}{\alpha + \beta}} L_t^{\frac{\beta\theta}{\alpha + \beta}} A_t^{\lambda + \frac{(1 - \alpha - \beta)\theta}{\alpha + \beta}} \quad (11)$$

由式(11)可知, 碳排放量由能源结构、技术水平和投入中间品规模决定。结合式(10)和式(11), 可以得到出口单位增加值引致的国内碳排放, 即出口隐含碳强度:

$$T_t = \frac{E_t}{Z_t} = \varphi_t (\alpha + \beta)^{-1} (1 - \alpha + \beta)^{\frac{2(\theta - 1)}{\alpha + \beta} + 2} r^{\frac{1 - \theta}{\alpha + \beta} - 1} K_t^{\frac{\alpha(\theta - 1)}{\alpha + \beta}} L_t^{\frac{\beta(\theta - 1)}{\alpha + \beta}} A_t^{\lambda + \frac{1 - \alpha - \beta}{\alpha + \beta}(\theta - 1)} \quad (12)$$

式(12)中  $T_t$  表示  $t$  期的出口隐含碳强度, 经过整理可以得到更简化的形式:

$$T_t = \varphi_t r^{-\theta} (\alpha + \beta)^{-1} (1 - \alpha - \beta)^{2\theta} A_t^{\lambda} Y_t^{\theta - 1} \quad (13)$$

由式(13)可以看到, 出口隐含碳强度  $T_t$  的影响因素可以分为三部分, 分别

是规模效应  $Y_i$ 、能源结构效应  $\varphi_i$ 、技术效应  $A_i$ 。由于  $\lambda < 0$  且  $0 < \theta < 1$ ，则有  $\frac{\partial T_i}{\partial Y_i} < 0$ ， $\frac{\partial T_i}{\partial A_i} < 0$ ， $\frac{\partial T_i}{\partial \varphi_i} > 0$ ，由此预期技术水平提升和生产规模扩大皆能降低出口隐含碳强度，而能源消耗中煤炭占比增加会提高出口隐含碳强度。

## (二) 数字化转型影响出口隐含碳强度的作用机制分析

根据上述出口隐含碳强度的内生决定因素分析，本文将从规模效应、技术效应和能源结构效应三个方面分析数字化转型影响出口隐含碳强度的作用机制。

第一，规模效应。一方面，数字化转型改变了传统贸易模式，降低了交易成本，有利于形成规模经济。在传统国际贸易中，买卖双方由于地理距离、信息不对称等原因无法直接进行交易，需由贸易中介承担中转交易的角色，从而导致市场分割严重，无法形成规模经济。完成数字化转型的制造业可以依托电子商务平台开展国际贸易，避开了传统贸易中介环节（马述忠等，2019）<sup>[22]</sup>，使得商业结构朝扁平化趋势发展（孙杰，2020）<sup>[23]</sup>，从而降低了买卖双方的信息搜寻成本，促进出口规模扩大。同时，制造业通过数字化转型，可以基于数字技术对国际物流运输进行实时监测，提高了国际运输线路选择的合理性，降低了集装箱空载率，减少了商品调度成本（裴长洪等，2018）<sup>[24]</sup>，使得跨境贸易更加方便快捷，促进了出口贸易繁荣发展。另一方面，数字化转型让个性化订单的批量化生产成为可能，有利于规模经济形成。在传统生产业态下，个性化订单由于其独特性而无法进行规模化生产，通常具有生产成本低、能耗高和效率低等特点。而当制造业进行数字化转型后，可以借助互联网、电子商务平台打破其与消费者之间的信息屏障，在广阔的全球市场中搜寻大量具有同质性的个性化订单，从而实现个性化订单的规模化生产，即形成“长尾效应”（江小涓，2017）<sup>[25]</sup>。由此看来，制造业数字化转型能够进一步深化

国际分工，促进规模经济形成，扩大生产规模及出口规模，即  $\frac{\partial Y_i}{\partial Digital_i} > 0$ ，又根

据式（13）的分析中  $\frac{\partial T_i}{\partial Y_i} < 0$ ，可知  $\frac{\partial T_i}{\partial Digital_i} = \frac{\partial T_i}{\partial Y_i} \times \frac{\partial Y_i}{\partial Digital_i} < 0$ ，说明制造业数字化转型能够通过扩大出口规模进而降低出口隐含碳强度。

第二，技术效应。数字化转型能够产生技术溢出效应，提升创新效率，同时加速市场竞争，增强技术创新驱动力，从而提升制造业技术水平。首先，数字技术本身具有渗透性、外溢性和可改造性的特征（丁志帆，2020）<sup>[26]</sup>，制造业通过数字化转型实现与数字技术的深度融合，不仅可以充分利用数字技术产生的扩散和溢出效应，还能在数字技术的引导下进行应用型创新，形成良好的创新循环。其次，进行数字化转型的制造业可以利用互联网的共享经济和平台经济提高创新资源使用效率和配置效率，增强企业间的知识共享与创新合作，尤其是对于创新能力较弱的中小企业而言，可以通过加入数字知识共享平台提升技术创新能力（王方，2016）<sup>[27]</sup>。最后，数字化转型加速了市场竞争（徐向龙和侯经川，2021）<sup>[28]</sup>，增强了制造业的技术创新驱动。制造业数字化转型打破了买卖双方的信息屏障，广阔的选择空间让消费者对商品质量和价格有了更高要求，而那些同质化严重、缺乏新意的产品

很容易被市场淘汰，这无疑加速了市场竞争，促进了技术水平提升。由此看来，制造业数字化转型能够促进技术水平提升，即  $\frac{\partial A_t}{\partial Digital_t} > 0$ ，又根据式(13)分析中的  $\frac{\partial T_t}{\partial A_t} < 0$ ，可知  $\frac{\partial T_t}{\partial Digital_t} = \frac{\partial T_t}{\partial A_t} \times \frac{\partial A_t}{\partial Digital_t} < 0$ ，说明制造业数字化转型能够通过提升技术水平进而降低出口隐含碳强度。

第三，能源结构效应。数字化转型助力新能源开发以及电气化进程推进，从而优化了能源结构。一方面，新能源供应依赖于大自然的馈赠，其开发和存储过程往往具有不可预测性，而先进的传感测量、可视化和智能控制等数字技术能够确保这些不稳定的新能源在各自高峰期得到最大收获，同时大容量储能技术的应用保障了新能源电力的存储 (Murshed, 2020)。另一方面，深入推进电气化进程是深度脱碳的必然选择 (洪博文等, 2020)<sup>[29]</sup>，制造业数字化转型则加速推进了电气化进程。制造业通过增加数字投入改变了企业传统生产模式，越来越多的生产工序开始依托于数字技术实现了自动化、智能化和电气化，同时也意味着企业终端电力能源消耗对煤炭等高碳能源消耗的替代。其次，制造业依托于网络技术以及智能技术搭建起的数字化电气系统，明显优于以往的电气设备运行模式，提高了制造业生产效率和质量，从而对推进电气化进程产生激励效应，实现了电力能源在制造业终端消费中对煤炭能源的逐步替代。由此看来，制造业数字化转型能够优化能源结构，即  $\frac{\partial \varphi_t}{\partial Digital_t} < 0$ ，又根据式(13)分析中的  $\frac{\partial T_t}{\partial \varphi_t} > 0$ ，可知  $\frac{\partial T_t}{\partial Digital_t} = \frac{\partial T_t}{\partial \varphi_t} \times \frac{\partial \varphi_t}{\partial Digital_t} < 0$ ，说明制造业数字化转型能够通过优化能源结构进而降低出口隐含碳强度。

根据规模效应、技术效应和能源结构效应三条渠道的分析可以得到： $\frac{\partial T_t}{\partial Digital_t}$   
 $= \frac{\partial T_t}{\partial Y_t} \times \frac{\partial Y_t}{\partial Digital_t} + \frac{\partial T_t}{\partial A_t} \times \frac{\partial A_t}{\partial Digital_t} + \frac{\partial T_t}{\partial \varphi_t} \times \frac{\partial \varphi_t}{\partial Digital_t} < 0$ ，即制造业数字化转型会降低其出口隐含碳强度。据此，本文提出如下假说：

- 假说1：制造业数字化转型能降低出口隐含碳强度。
- 假说2：制造业数字化转型的规模效应能降低出口隐含碳强度。
- 假说3：制造业数字化转型的技术效应能降低出口隐含碳强度。
- 假说4：制造业数字化转型的能源结构效应能降低出口隐含碳强度。

### 三、模型设定、指标测度及数据来源

#### (一) 模型设定

##### 1. 基准模型

为了检验制造业数字化转型对出口隐含碳强度的影响，本文构建基准模型如下：

$$\ln CIE_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Digital_{ijt} + \alpha_2 X_{ijt} + \varphi_i + \varphi_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

式(14)中的  $i$ 、 $j$  和  $t$  分别表示经济体、行业和时间， $\ln CIE$  代表出口隐含碳

强度,  $\ln Digital$  代表数字化转型程度。  $X$  表示控制变量,  $\varphi_i$ 、 $\varphi_j$ 、 $\varphi_t$  和  $\varepsilon_{ijt}$  分别表示经济体、行业 and 年份的固定效应以及随机误差项。此外, 为了降低变量的异方差, 本文对所有变量都进行了对数化处理。

## 2. 中介效应模型

结合上述理论机制分析, 制造业数字化转型可以通过规模效应、技术效应和能源结构效应来影响出口隐含碳强度。为了验证这一作用机制是否成立, 本文将在式 (14) 的基础上构建中介效应模型进行验证。

$$W_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Digital_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \varphi_i + \varphi_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (15)$$

$$\ln CIE_{ijt} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Digital_{ijt} + \lambda_2 W_{ijt} + \lambda_3 X_{ijt} + \varphi_i + \varphi_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (16)$$

式 (15) 和式 (16) 中的  $W$  表示中介变量, 包括出口规模 ( $\ln Scale$ )、技术水平 ( $\ln Tec$ ) 和能源结构 ( $\ln ES$ ), 其他变量的含义与基准模型保持一致。

### (二) 指标测度

#### 1. 被解释变量

出口隐含碳强度 ( $\ln CIE$ )。本文将出口国内隐含碳总量与出口国内增加值总量相除得到出口隐含碳强度。

#### 2. 核心解释变量

数字化转型 ( $\ln Digital$ )。考虑到制造业数字化转型不仅受行业数字化投入水平的影响, 还受经济体数字经济发展水平的影响, 因此本文参考党琳等 (2021)<sup>[30]</sup>、齐俊妍和任奕达 (2022)<sup>[31]</sup> 的做法, 结合经济体数字经济发展水平和行业数字化投入水平综合测度经济体某制造业行业数字化转型程度, 具体计算公式如下:

$$Digital_{ijt} = Input_{ijt} \times CDigital_{it} \quad (17)$$

式 (17) 中的  $Digital_{ijt}$  代表的是  $i$  经济体  $j$  行业在  $t$  时间的数字化转型程度;  $Input_{ijt}$  表示  $i$  经济体  $j$  行业在  $t$  时间的数字化投入水平。本文基于投入产出数据, 使用某一行业所有中间投入中数字行业投入占比来衡量该行业数字化投入水平。在数字行业选取上, 本文综合参考了刘斌等 (2021)<sup>[32]</sup>、党琳等 (2021) 的做法, 最终选取了“计算机、电子和光学制造 (D26)”“电影、视频和电视节目制作、录音和音乐出版活动以及节目和广播活动 (D58T60)”“电信 (D61)”和“计算机编程、咨询和相关活动以及信息服务活动 (D61T63)”四个行业;  $CDigital_{it}$  表示  $i$  经济体在时间  $t$  的数字经济发展水平, 本文参考世界经济论坛关于网络就绪指数的测算方法, 通过构建数字经济发展水平指标来衡量经济体数字经济发展水平, 具体的指标测度体系如表 1 所示, 所有的三级指标均进行了标准化处理<sup>①</sup>。

①标准化方法参考世界经济论坛测算网络就绪指数时使用的方法, 具体的计算公式为:  $6 \times \left( \frac{CountryScore_{kit} - SampleMinimum_k}{SampleMinimum_k - SampleMinimum_k} \right) + 1$ , 其中  $CountryScore_{kit}$  是指  $i$  国的三级指标  $k$  在  $t$  年的原始值,  $SampleMinimum_k$  是指所有经济体在测度时间范围内三级指标  $k$  的最大值,  $SampleMinimum_k$  是指所有经济体在测度时间范围内三级指标  $k$  的最小值。值得说明的是, 世界经济论坛测算网络就绪指数是每年进行一次标准化, 因此一国同一指标在不同年份的可比性较弱, 而本文则是对所有年份数据同时进行标准化, 提高了数据在时间序列上的可比性。

表1 经济体数字经济发展水平指标测度体系

一级指标	二级指标及其占一级指标权重		三级指标及其占二级指标权重		数据来源	
数字经济	数字基础设施	1/4	安全网络服务器覆盖率	1	世界发展指数 (WDI) 数据库	
	数字用户	1/4	固定宽带订阅率	1/3		
			使用互联网的个人占比	1/3		
			移动蜂窝订阅率	1/3		
	数字产业	1/4	ICT 货物出口占货物出口的比重	1/4		经济合作与发展 组织(OECD)的 跨国投入产出 (ICIO) 表①
			ICT 服务出口占服务出口的比重	1/4		
			数字制造业增加值占 GDP 比重	1/4		
			数字服务业增加值占 GDP 比重	1/4		
	数字应用	1/4	数字制造投入占总投入比重	1/2		
			数字服务投入占总投入比重	1/2		

### 3. 中介变量

出口规模 ( $\ln Scale$ )，本文使用制造业各行业出口总值来衡量出口规模；技术水平 ( $\ln Tec$ )，全要素生产率被广泛用来衡量技术水平（谢会强等，2018）<sup>[33]</sup>，同时行业层面的出口国内附加值率也能在一定程度上反映各经济体同一行业生产技术的差异，因此本文使用经济体各行业层面的出口国内附加值率与该经济体全要素生产率相乘得到的值来衡量该国各行业的技术水平；能源结构 ( $\ln ES$ )，本文借鉴黄凌云等（2017）<sup>[34]</sup> 的方法，使用能源消耗总量中的煤炭占比来衡量能源结构。

### 4. 控制变量

本文选取了四个控制变量：经济发展水平 ( $\ln PerGDP$ )，用经济体的人均 GDP 来衡量；资本密集度 ( $\ln Capital$ )，用经济体的固定资本存量与总人口数量之比来表示；城镇化 ( $\ln Urbanization$ )，用各经济体城镇人口与总人口之比来表示，外商直接投资 ( $\ln FDI$ )，用经济体的外商直接投资存量占 GDP 的比重来衡量。

#### (三) 数据来源

本文的实证数据覆盖全球 65 个经济体<sup>②</sup> 17 个制造业行业，时间跨度为 2008—2018 年。本文被解释变量测度所需数据来源于 OECD 的增加值贸易 (TiVA) 数据库和隐含碳贸易 (TECO<sub>2</sub>) 数据库，核心解释变量测度所需数据来源于 OECD 的 ICIO 表和 WDI 数据库，中介变量和控制变量测度所需数据主要来源于 TiVA 数据库、佩恩世界表 10.0 版、欧盟委员会联合研究中心提供的环境卫星账户和 WDI 数据库。

①数字制造包括 ICIO 表中的 D26，数字服务包括 ICIO 表中的 D58T60、D61 和 D61T63。

②65 个经济体包括：澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、智利、哥伦比亚、哥斯达黎加、捷克、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国、美国、阿根廷、巴西、文莱、保加利亚、柬埔寨、中国、克罗地亚、塞浦路斯、印度、印度尼西亚、中国香港、哈萨克斯坦、老挝、马来西亚、马耳他、摩洛哥、缅甸、秘鲁、菲律宾、罗马尼亚、俄罗斯、沙特阿拉伯、新加坡、南非、泰国、突尼斯、越南。

## 四、基本实证结果与分析

## (一) 基准回归结果

表2的列(1)至列(5)展示了依次添加控制变量的全样本回归结果,数字化转型的系数始终显著为负,表明制造业数字化转型有利于降低出口隐含碳强度,验证了假说1。对于控制变量而言,经济发展水平的系数显著为负,说明随着各经济体经济发展水平的提升,制造业出口隐含碳强度随之下降,主要是因为更高的经济发展水平增加了人们对高质量环境的需求,消费者更倾向于购买绿色低碳产品,由此推动制造业绿色低碳转型,从而降低了制造业出口隐含碳强度。城镇化的系数显著为正,说明城镇化水平提升并不利于降低制造业出口隐含碳强度。究其原因,全球仍有大量经济体还处于城镇化的中低水平阶段,新增城镇人口的低碳环保意识仍比较薄弱(王鑫静和程钰,2020)<sup>[35]</sup>,在一定程度上造成了出口隐含碳强度随城镇化进程的提。然而,资本密集度和外商直接投资的系数并不显著,说明二者对制造业出口隐含碳强度的影响并不明显。

表2 基准回归结果

项目	全样本回归				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lnDigital</i>	-0.0546 *** (0.0113)	-0.0543 *** (0.0114)	-0.0544 *** (0.0114)	-0.0529 *** (0.0114)	-0.0530 *** (0.0114)
<i>lnPerGDP</i>		-0.5764 *** (0.1005)	-0.5778 *** (0.1083)	-0.6847 *** (0.1179)	-0.6798 *** (0.1169)
<i>lnCapital</i>			0.0021 (0.0760)	-0.0141 (0.0758)	-0.0124 (0.0758)
<i>lnUrbanization</i>				0.8541 ** (0.3715)	0.8646 ** (0.3726)
<i>lnFDI</i>					-0.0288 (0.0438)
常数项	1.2153 *** (0.0342)	6.8025 *** (0.9743)	6.7906 *** (1.0891)	4.4009 *** (1.5323)	4.2624 *** (1.5299)
经济体、行业、 年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	9 383	9 383	9 383	9 383	9 383
R <sup>2</sup>	0.7388	0.7399	0.7399	0.7400	0.7400

注:括号内表示稳健标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下表同。

## (二) 机制检验

基准回归验证了制造业数字化转型能够降低出口隐含碳强度,为了深入了解二者间的内在关系,本文将结合上文中的理论机制分析,利用中介效应模型对可能存在的作用机制进行检验,即制造业数字化转型能否通过规模效应、技术效应和能源结构效应降低出口隐含碳强度,检验结果如表3所示。

表3 中介效应及非线性关系检验结果

项目	规模效应			技术效应		能源结构效应			非线性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	lnScale	lnScale	lnECI	lnTec	lnECI	lnES	lnES	lnECI	lnECI
lnDigital	-0.0896*** (0.0186)	0.4160*** (0.0443)	-0.0628*** (0.0112)	0.0205*** (0.0043)	-0.0505*** (0.0112)	-0.0004 (0.0024)	-0.0308*** (0.0055)	-0.0224 (0.0140)	-0.3135*** (0.0244)
(lnDigital) <sup>2</sup>		0.0762*** (0.0062)					-0.0048*** (0.0009)		-0.0393*** (0.0036)
lnScale			-0.1100*** (0.0073)						
lnTec					-0.7781*** (0.0438)				
lnES								0.8894*** (0.0961)	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
经济体、行业、 年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	9 383	9 383	9 383	9 086	9 086	5 490	5 490	5 490	9 383
R <sup>2</sup>	0.7192	0.7258	0.7481	0.8065	0.7544	0.6204	0.6232	0.8220	0.7442

首先,对于规模效应,表3中列(1)数字化转型的系数显著为负,这与规模效应的理论分析并不一致。因此本文加入数字化转型的二次项进行回归,结果如列(2)所示,数字化转型的一次项和二次项的系数均显著为正,说明制造业数字化转型与出口规模存在正U型关系。列(3)展示了出口规模对出口隐含碳强度的影响,出口规模的系数显著为负,表明扩大制造业出口规模能够降低其出口隐含碳强度。综合列(1)至列(3)的回归结果,制造业数字化转型能通过规模效应对出口隐含碳强度产生倒U型影响,部分验证了假设2。以上结果说明,在数字化转型初期,制造业数字化转型并不利于规模经济形成,并抑制了出口绿色低碳转型,这主要是因为制造业在数字化转型初期需要消耗大量资金进行技术和设备升级(童雨,2022)<sup>[36]</sup>,可能需要缩减生产和出口规模来筹措资金,不利于发挥规模经济,从而提高了出口隐含碳强度。而当制造业数字化转型达到更高阶段,随着其盈利水平提升,将有更多闲置资金可以用于规模扩张,并且数字化转型能够帮助制造业融入国际市场,促进规模经济形成,从而降低出口隐含碳强度。

其次,对于技术效应,列(4)的结果显示,数字化转型的系数显著为正,说明制造业数字化转型能够显著促进其技术水平的提升。列(5)显示技术水平的系数显著为负,说明提升技术水平是降低制造业出口隐含碳强度的有效手段。技术水平提升是经济模式由高耗能、高排放向绿色低碳经济转型的根本驱动力,能够减少能源消耗、提高能源利用效率,从而降低出口隐含碳强度。列(4)和列(5)的回归结果验证了假设3,即制造业数字化转型能够通过技术效应降低出口隐含碳强度。

最后,对于能源结构效应<sup>①</sup>,表3中列(6)的数字化转型系数并不显著,未达到能源结构效应的理论分析预判,因此本文加入数字化转型的二次项进行回归,结果如列(7)所示,数字化转型的一次项和二次项的系数均显著为负,说明制造业数字化转型与能源结构之间存在倒U型关系。列(8)检验了能源结构对出口隐含碳强度的影响,能源结构的系数显著为正,说明当制造业消耗能源中煤炭占比增加时,其出口隐含碳强度随之上升。综合列(6)至列(8)的回归结果,制造业数字化转型能通过能源结构效应对出口隐含碳强度产生倒U型的影响效应,部分验证了假设4。以上结果说明,当制造业处于数字化转型初级阶段,其消耗能源中的煤炭占比会增加,这主要是因为制造业在数字化转型初期通常会优先改造研发、销售、管理等低耗能环节,对传统高耗能环节的关注度不足,从而导致能源结构恶化,出口隐含碳强度上升。而当制造业数字化转型达到高级阶段,新能源使用以及电气化进程推进都减少了对煤炭能源的消耗,使得能源结构优化,出口隐含碳强度也随之下降。

### (三) 非线性关系检验

考虑到制造业数字化转型程度与其出口隐含碳强度之间可能存在非线性关系,本文对此进行了检验。本文增加数字化转型的二次项后再次进行了全样本回归,估计结果如表3的列(9)所示,其中数字化转型的一次项和二次项的系数均显著为负,说明制造业数字化转型与出口隐含碳强度之间存在倒U型关系。为了进一步验证这种倒U型关系,本文还构建面板门槛模型进行检验,具体模型如下所示:

$$\ln CIE_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Digital_{ijt} (thr \leq \gamma) + \alpha_2 \ln Digital_{ijt} (thr > \gamma) + \alpha_3 X_{ijt} + \varphi_{ij} + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (18)$$

式(18)中的门槛变量  $thr$  是数字化转型  $\ln Digital_{ijt}$ , 相关检验及估计结果如表4所示,双重门槛检验并未通过,说明只存在单一门槛,并且门槛效应的估计结果显示,当数字化转型跨过门槛值-0.1016后,数字化转型的系数由正值转为负值,再次验证了制造业数字化转型与出口隐含碳强度之间的倒U型关系。

表4 面板门槛的相关检验及估计结果

门槛显著性检验、门槛值及置信区间					
门槛变量	门槛数	F 值	P 值	门槛值	95% 置信区间
$\ln Digital$	单一	29.03	0.0800	-0.1016	[-0.2060, -0.0638]
	双重	22.54	0.1533	-4.2730	[-4.3374, -4.2206]
门槛效应估计结果 (核心解释变量)					
门槛区间	估计参数		门槛区间	估计参数	
$\ln Digital \leq -0.1016$	0.0253***		$\ln Digital > -0.1016$	-0.5611***	
	(0.0078)			(0.1166)	

①由于 OECD 的 ICIO 数据库并未提供包含能源结构数据的环境卫星账户,因此本文能源结构数据来源于欧盟委员会联合研究中心提供的环境卫星账户,在与基准回归样本进行匹配后,限于数据可得性,本文进行能源结构效应检验时采用的样本涵盖 42 个经济体 17 个制造业行业,时间跨度为 2008—2016 年。

## (四) 内生性处理及稳健性检验

## 1. 内生性处理

考虑到双向因果关系导致的内生性问题,本文进行了IV-2SLS回归。在工具变量选取上,本文参考黄群慧等(2019)<sup>[37]</sup>,使用各经济体1984年固定电话普及率的历史数据来衡量各经济体数字经济发展水平,并引入制造业行业的上一期数字化投入水平作为随时间变化的变量,构造两者的交互项作为制造业数字化转型的工具变量,具体计算公式如下:

$$IV\_Digital_{ijt} = Phone_{i, 1984} \times Input_{jt, (t-1)} \quad (19)$$

式(19)中的 $IV\_Digital$ 是制造业数字化转型的工具变量, $Phone$ 是各经济体1984年的电话普及率, $Input$ 是制造业行业的上一期数字化投入水平。表5的列(1)展示了IV-2SLS回归结果,核心解释变量的系数符号及显著性与基准回归结果保持一致,说明考虑可能存在的内生性后研究结论依然稳健。

## 2. 稳健性检验

本文采取了更换变量衡量方法和处理极端值两种方式进行稳健性检验。首先,本文先后更换数字化转型和出口隐含碳强度的衡量方法进行了稳健性检验,前者是借鉴许和连等(2017)<sup>[38]</sup>的方法,采用完全依赖度来对行业层面的数字化投入水平重新进行测度,进而得到新的数字化转型指标;后者则是借鉴黄凌云等(2017)的方法,对出口隐含碳强度重新进行了测度,回归结果分别如表5的列(3)和列(4)所示。其次,为了规避极端值对检验结果的干扰,本文借鉴韩峰和史桐奇(2021)<sup>[39]</sup>的做法,对所有变量前后5%的极端值进行了缩尾处理,回归结果如表5的列(4)所示。表5中列(2)至列(4)均显示,核心解释变量数字化转型的系数符号及显著性与基准回归保持一致,说明研究结论具有稳健性。

表5 内生性处理和稳健性检验结果

项目	内生性	更换核心解释变量	更换被解释变量	极端值处理
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Digital$	-0.0605*** (0.0113)	-0.1459*** (0.0211)	-0.1830*** (0.0219)	-0.0848*** (0.0108)
控制变量	是	是	是	是
经济体、行业、年份固定效应	是	是	是	是
Anderson canon. corr. LM 统计量	7 404.195***			
Cragg-Donald Wald F 统计量	3 8000 { 16.38 }			
Hausman 检验 P 值	0.1025			
样本量	9 174	9 383	9 368	9 383
R <sup>2</sup>	0.0089	0.7407	0.6913	0.7538

注: {} 内数值为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。

## 五、扩展性分析

### (一) 基于数字经济发展维度和数字化投入类型的异质性分析

制造业数字化转型程度由经济体数字经济发展水平和行业数字化投入水平共同决定,探究经济体不同维度数字经济发展及行业不同类型数字投入对制造业出口隐含碳强度影响的差异性,对优化制造业数字化转型策略以充分发挥其低碳效应具有重要意义。

一方面,就经济体数字经济发展而言,不同领域数字经济发展水平变化对制造业出口隐含强度的影响可能存在差异,因此本文分别从数字基础设施、数字用户、数字产业和数字应用四个维度检验制造业数字化转型对出口隐含碳强度的影响,具体方法是用各维度数字经济发展水平分别与行业数字化投入水平相乘得到四个新的制造业数字化转型指标,估计结果如表6的列(1)至列(4)所示。其中,列(1)中数字化转型的系数绝对值明显大于列(2)至列(4),说明加强经济体数字基础设施建设对降低制造业出口隐含碳强度的作用最突出。

另一方面,就数字化投入类型而言,本文将制造业的数字化投入分为数字制造投入和数字服务投入,前者是指对行业D26的中间投入,后者则包括对行业D58T60、D61和D61T63的中间投入。为了区分数字制造投入和数字服务投入对制造业出口隐含碳强度影响的差异性,本文分别用行业层面数字制造投入占比和数字服务投入占比与经济体数字经济发展水平相乘得到两个新的制造业数字化转型指标,回归结果如表6的列(5)和列(6)所示,列(5)中数字化转型系数绝对值小于列(6),说明制造业增加的数字制造投入对出口隐含碳强度的降低作用小于增加的数字服务投入产生的降低作用,这是因为数字制造投入相比数字服务投入具有更高耗能的特点,导致制造业增加的数字制造投入带来的减排效应部分被抵消了,因此对出口隐含碳强度的降低作用更弱。

表6 数字经济发展维度和数字投入类型的异质性检验

项目	数字基础设施	数字用户	数字产业	数字应用	数字制造投入	数字服务投入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnDigital</i>	-0.0592*** (0.0109)	-0.0495*** (0.0114)	-0.0512*** (0.0114)	-0.0506*** (0.0113)	-0.0452*** (0.0081)	-0.0660*** (0.0123)
控制变量	是	是	是	是	是	是
经济体、行业、 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	9 383	9 383	9 383	9 383	9 383	9 383
R <sup>2</sup>	0.7403	0.7399	0.7400	0.7400	0.7403	0.7404

### (二) 基于行业耗能类型和技术密集类型的异质性分析

制造业不同行业在能源消耗及生产技术上皆存在较大差异,为了检验不同制造业行业数字化转型对出口隐含碳强度影响效应的差异性,本文分别从耗能类型和技术密集类型两个方面展开行业异质性分析。

首先,本文参考《2010年国民经济和社会发展统计报告》将17个制造业行业划分为高耗能制造业和中低耗能制造业并分别进行检验,回归结果分别如表7的列(1)和列(2)所示。列(1)中数字化转型的系数绝对值明显大于列(2),说明高耗能制造业通过数字化转型对出口隐含碳强度的降低作用更突出,这主要是因为高耗能制造业在能源消费结构和生产技术等方面的优化空间更大,而数字化转型能较好地驱动高耗能制造业在这些方面进行改进,因此能较大幅度地降低其出口隐含碳强度。

其次,本文借鉴杨仁发和刘勤玮(2019)<sup>[40]</sup>的方法,将17个制造业划分为高技术制造业和中低技术制造业进行分样本回归,估计结果如表7的列(3)和列(4)所示。其中,列(3)中数字化转型的系数并不显著,说明高技术制造业数字化转型对降低其出口隐含碳强度的效用并不明显,这可能是因为高技术制造业的行业属性更加清洁,并且其在进行新技术研发和创新时更偏好于低碳清洁技术(黄凌云等,2017),导致其减排空间更小,因此高技术制造业数字化转型对其出口隐含碳强度的影响并不明显。列(4)中数字化转型的系数显著为负,表明中低技术制造业能通过数字化转型对其出口隐含碳强度起到明显的降低作用。

表7 行业异质性和经济体异质性检验

项目	高耗能	中低耗能	高技术	中低技术	发展中经济体	发达经济体
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnDigital</i>	-0.0632*** (-0.0186)	-0.0556*** (-0.0121)	-0.0129 (0.0130)	-0.0698*** (0.0188)	-0.0423*** (0.0142)	-0.0801*** (0.0165)
控制变量	是	是	是	是	是	是
经济体、行业、 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2 453	6 930	3 553	5 830	4 433	4 950
R <sup>2</sup>	0.6638	0.7626	0.8483	0.6789	0.6624	0.7716

### (三) 基于经济体经济发展水平的异质性分析

为了探讨不同发展水平下经济体的制造业数字化转型对出口隐含碳强度影响的差异性,本文参考联合国发布的《2010年人类发展报告》,将经济体划分为发展中经济体和发达经济体并分别进行回归,结果如表7中的列(5)和列(6)所示。列(6)中数字化转型的系数绝对值大于列(5),表明发达经济体的制造业数字化转型对出口隐含碳强度的降低作用更突出。究其原因,主要是因为发达经济体凭借雄厚的经济实力,在制造业数字化转型中通常领先于发展中经济体,因而高阶阶段数字化转型的碳减排效应更明显,因此发达经济体的制造业数字化转型对出口隐含碳强度的降低作用更突出。

## 六、结论与启示

本文基于2008—2018年65个经济体17个制造业行业数据,探究了制造业数字化转型对其出口隐含碳强度的影响效应及作用机制。本文的研究结论如下:(1)

制造业数字化转型能够降低出口隐含碳强度。(2) 制造业数字化转型能通过规模效应、技术效应和能源结构效应影响出口隐含碳强度,其中数字化转型通过提升技术水平降低了出口隐含碳强度,而数字化转型通过规模效应和能源结构效应对出口隐含碳强度产生倒U型的影响效应。(3) 非线性关系研究验证了制造业数字化转型与出口隐含碳强度之间的倒U型关系。(4) 异质性检验表明,加强经济体数字基础设施建设、增加制造业数字服务投入均能对降低出口隐含碳强度产生突出作用,同时发达经济体制造业数字化转型、高耗能制造业和中低技术制造业数字化转型对出口隐含碳强度的降低作用更大。

这些研究结论对于中国协同出口贸易和低碳发展具有重要政策启示:(1) 应精准把握制造业数字化转型的核心要素,加大数字产品投入力度,尤其是数字服务投入,同时要着力夯实中国数字基础设施建设,为制造业生产模式低碳化转型营造良好的生态环境。(2) 要以数字化转型赋能制造业绿色技术创新,充分发挥数字技术和数字设备应用带来的技术溢出和渗透效应,推动绿色工艺技术创造。(3) 加强金融支持以规避资金短缺对生产及出口规模的消极影响,为中小型制造企业数字化转型保驾护航,降低企业因资金短缺而无法开展正常经营活动的风险,从而规避数字化转型对生产及出口规模的消极影响。(4) 协同推进制造业整体产业链数字化转型以充分发挥能源结构优化效应,在对制造业的研发、销售、管理等低耗环节进行数字化改造的同时,也要推进传统化石能源消耗环节的数字化转型,充分发挥数字化转型带来的能源结构优化效应。(5) 重点推进高耗能制造业和中低技术制造业的数字化转型,这些行业在技术工艺及耗能结构上有较大的优化空间,因而推进这些行业的数字化转型对降低制造业整体出口隐含碳强度可以起到事半功倍的效果。

#### [参考文献]

- [1] 尹伟华. 中国出口贸易隐含碳排放强度变动及驱动因素研究——基于 CMRIO-SDA 模型 [J]. 经济问题探索, 2019 (12): 123-134.
- [2] 谭娟, 陈鸣. 基于多区域投入产出模型的中欧贸易隐含碳测算及分析 [J]. 经济学家, 2015 (2): 72-81.
- [3] SU B, THOMSON E. China's Carbon Emissions Embodied in (Normal and Processing) Exports and Their Driving Forces, 2006-2012 [J]. Energy Economics, 2016, 59: 414-422.
- [4] 汪阳洁, 唐湘博, 陈晓红. 新冠肺炎疫情下我国数字经济产业发展机遇及应对策略 [J]. 科研管理, 2020, 41 (6): 157-171.
- [5] 张晴, 于津平. 投入数字化与全球价值链高端攀升——来自中国制造业企业的微观证据 [J]. 经济评论, 2020 (6): 72-89.
- [6] 涂心语, 严晓玲. 数字化转型、知识溢出与企业全要素生产率——来自制造业上市公司的经验证据 [J]. 产业经济研究, 2022 (2): 43-56.
- [7] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异 [J]. 管理世界, 2020, 36 (5): 52-66.
- [8] MURSHED M. An Empirical Analysis of the Non-linear Impacts of ICT-trade Openness on Renewable Energy Transition, Energy Efficiency, Clean Cooking Fuel Access and Environmental Sustainability in South Asia [J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2020, 27 (29): 36254-36281.
- [9] 高敬峰, 王彬. 数字技术提升了中国全球价值链地位吗 [J]. 国际经贸探索, 2020, 36 (11): 35-51.

- [10] 齐俊妍, 任奕达. 数字经济渗透对全球价值链分工地位的影响——基于行业异质性的跨国经验研究 [J]. 国际贸易问题, 2021 (9): 105-121.
- [11] 王锋正, 刘向龙, 张蕾, 等. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗? [J]. 科学学研究, 2022, 40 (2): 332-344.
- [12] 周勇, 王怀英. 数字经济对工业绿色全要素生产率的影响——基于区域基础吸收能力的调节作用 [J]. 科技与经济, 2021, 34 (4): 81-85.
- [13] 张三峰, 魏下海. 信息与通信技术是否降低了企业能源消耗——来自中国制造业企业调查数据的证据 [J]. 中国工业经济, 2019 (2): 155-173.
- [14] LASHKARIZADEH M, SALATIN P. The Effects of Information and Communications Technology (ICT) on Air Pollution [J]. Elixir Pollution, 2012, 46, 8058-8064.
- [15] DANISH K. Effects of Information and Communication Technology Real Income, and CO2 Emissions: The Experience of Countries Along Belt and Road [J]. Telematics & Informatics, 2019, 45: 101300.
- [16] 易子榆, 魏龙, 王磊. 数字产业技术发展对碳排放强度的影响效应研究 [J]. 国际经贸探索, 2022, 38 (4): 22-37.
- [17] FAISAL F, AZIZULLAH, TURSOY T, et al. Does ICT Lessen CO2 Emissions for Fast-Emerging Economies? An Application of the Heterogeneous Panel Estimations [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2020, 27 (10): 10778-10789.
- [18] 李寿国, 宋宝东. 互联网发展对碳排放的影响——基于面板门槛模型的实证研究 [J]. 生态经济, 2019, 35 (11): 33-36.
- [19] AGHION P, HOWITT P. A Model of Growth Through Creative Destruction [J]. Econometrica, 1992, 60 (2): 323-351.
- [20] 杨冕, 卢昕, 段宏波. 中国高耗能行业碳排放因素分解与达峰路径研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2018, 38 (10): 2501-2511.
- [21] 申萌, 李凯杰, 曲如晓. 技术进步、经济增长与二氧化碳排放: 理论和经验研究 [J]. 世界经济, 2012, 35 (7): 83-100.
- [22] 马述忠, 郭继文, 张洪胜. 跨境电商的贸易成本降低效应: 机理与实证 [J]. 国际经贸探索, 2019, 35 (5): 69-85.
- [23] 孙杰. 从数字经济到数字贸易: 内涵、特征、规则与影响 [J]. 国际经贸探索, 2020, 36 (5): 87-98.
- [24] 裴长洪, 倪江飞, 李越. 数字经济的政治经济学分析 [J]. 财贸经济, 2018, 39 (9): 5-22.
- [25] 江小涓. 高度联通社会中的资源重组与服务业增长 [J]. 经济研究, 2017, 52 (3): 4-17.
- [26] 丁志帆. 数字经济驱动经济高质量发展的机制研究: 一个理论分析框架 [J]. 现代经济探讨, 2020 (1): 85-92.
- [27] 王方. “互联网+”下开放式创新平台建设实践——中小企业视角的研究 [J]. 科技进步与对策, 2016, 33 (15): 15-21.
- [28] 徐向龙, 侯经川. 促进、加速与溢出: 数字经济发展对区域创新绩效的影响 [J]. 科技进步与对策, 2021, 39 (1): 50-59.
- [29] 洪博文, MIKETA A, GIELEN D, et al. 基于可再生能源的全球电气化路径与远景分析 [J]. 中国电力, 2020, 53 (3): 159-166.
- [30] 党琳, 李雪松, 申烁. 制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度提升 [J]. 国际贸易问题, 2021 (6): 32-47.
- [31] 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, 38 (1): 51-67.
- [32] 刘斌, 甄洋, 李小帆. 规制融合对数字贸易的影响: 基于 WIOD 数字内容行业的检验 [J]. 世界经济, 2021, 44 (7): 3-28.
- [33] 谢会强, 黄凌云, 刘冬冬. 全球价值链嵌入提高了中国制造业碳生产率吗 [J]. 国际贸易问题, 2018 (12): 109-121.

- [34] 黄凌云, 谢会强, 刘冬冬. 技术进步路径选择与中国制造业出口隐含碳排放强度 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27 (10): 94-102.
- [35] 王鑫静, 程钰. 城镇化对碳排放效率的影响机制研究——基于全球 118 个国家面板数据的实证分析 [J]. 世界地理研究, 2020, 29 (3): 503-511.
- [36] 童雨. 中国制造业数字化转型的影响因素研究 [J]. 技术经济与管理研究, 2022 (3): 124-128.
- [37] 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.
- [38] 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.
- [39] 韩峰, 史桐奇. 高铁开通能否助力中国制造业出口价值攀升 [J]. 国际贸易问题, 2021 (4): 94-109.
- [40] 杨仁发, 刘勤玮. 生产性服务投入与制造业全球价值链地位: 影响机制与实证检验 [J]. 世界经济研究, 2019 (4): 71-82.

## Does Digital Transformation of Manufacturing Reduce the Embodied Carbon Intensity on Exports

HU Huayu SHE Qunzhi

**Abstract:** Digital transformation of manufacturing industry brings opportunities for low-carbon economy. This paper constructs a theoretical mechanism model about the digital transformation to the embodied carbon exports, also tests the mechanism and effect mathematically by using multinational industry data. The results show that the digital transformation lowers the embodied carbon intensity with the mechanism that technical progress produced by the digital transformation lowers the carbon intensity, meanwhile scale and energy structure take inverted U-shaped mediation effects. In addition, the inverted U-shape also shows up between the digital transformation and the embodied carbon intensity. Heterogeneity research finds that both digital infrastructure construction and digital manufacturing service investments take prominent roles in reducing the carbon. The digital transformation in developed economies, high energy consuming and low or medium tech manufacturing industries take greater effects to the reduction.

**Keywords:** Digital Transformation; Embodied Carbon Intensity of Exports; Energy Structure

(责任编辑 白光)