

数字经济发展与碳减排

——理论推演与实证检验

□费威 □于宝鑫 □王维国

本文探讨了数字经济发展水平对碳减排的影响效应。理论分析上,以绿色索洛模型为分析框架,将数字经济引入其中予以改进拓展,通过理论模型推演提出,随着数字经济发展,碳排放呈倒U型曲线的可能性。实证分析上,使用熵权法构建数字经济发展指标体系,测算了2011—2019年中国30个省份的数字经济指数,并通过双向固定效应模型进行实证分析以验证理论猜想。结果表明:碳排放与数字经济发展水平之间存在显著的倒U型关系;因数字经济发展呈现东部地区优于中西部地区的不均衡特征,异质性分析得出该倒U型关系在数字经济中高发达地区和数字经济低等与欠发达地区均存在。据此,为探索数字经济发展对碳减排的作用关系以及实现“双碳”目标提供了启示。

关键词:数字经济发展;碳减排;倒U型曲线;双向固定效应模型

中图分类号:F124 文献标识码:A 文章编号:1003—5656(2022)11—0074—10

引言

数字经济已经成为推动中国经济社会发展的新引擎。《中国数字经济发展白皮书2022》显示:2021年中国数字经济规模达到45.5万亿元,占GDP比重达39.8%,保持16.2%的高位增长速度。与此同时,面对各国二氧化碳排放量持续攀升及温室气体激增对人类生命系统造成严重威胁的全球性气候变化问题,中国提出碳达峰、碳中和目标。而实现“双碳”目标关键在于,通过技术和机制创新实现绿色能源替代、低碳产业发展、消费方式转型等,提升能源和资源的利用率,促进碳减排。中国经济正处于从高速发展向高质量发展转型的关键时期,数字经济发展通过提高能源等资源整体配置效率,全面助力实现“双碳”目标,具体体现在以下方面:一是在数字化转型加速发展的背景下,通过推广数据中心节能降耗技术、数字基础设施的共建共享等措施,信息通信基础设施能耗和碳排放快速增长的情况得以缓解;二是大数据与云计算、人工智能、数字孪生、区块链、物联网等数字技术在碳排放与碳吸收的核算与监测以及碳达峰与碳中和的进程预测、路径和政策规划等方面发挥着关键作用,而碳交易、碳金融等也离不开数字技术;三是数字技术与电力、工业、交通、建筑等重点碳排放领域深度融合,促进相关产业低碳化、绿色化发展,可以提高能源等资源使用效率,实现生产效率与碳效率同时提升,推动社会总体能耗的大幅降低。总之,全面有序推进数字碳中和是实现“双碳”目标的重点方向。

针对碳中和经济学的研究已成为当前的热点^[1]。现有文献关于碳排放等环境污染对经济发展的影

基金项目:国家社会科学基金重点项目“数字经济新业态新模式下食品安全治理机制研究”(22AGL033);国家自然科学基金面上项目“省际能源消费的变系数非参空间面板数据模型研究”(71773012);教育部人文社会科学研究规划基金项目“依托地理标志打造农产品区域品牌的理论解构、实践检验与推进路径研究”(21YJA790015)

作者简介:费威,东北财经大学经济学院教授;于宝鑫,东北财经大学经济学院科研助理;王维国,东北财经大学经济学院教授。

响研究较为丰富。1991年,揭示环境污染与经济发展呈倒U型关系的环境库兹涅茨曲线(EKC)首次被提出^[2],随后有研究验证了碳排放与经济增长之间也存在类似的倒U型关系,即二氧化碳环境库兹涅茨曲线(CKC)^[3]。但也有研究认为CKC在中国并不成立。而现有针对数字经济发展的环境效应研究亟待深入。相关研究发现数字经济发展水平与工业二氧化硫排放量之间呈倒U型关系^[4];运用多种方法从多维度检验了数字经济发展对城市环境污染的减排效应^[5];基于扩展的STIRPAT模型发现能源结构对碳排放具有显著的驱动作用,而数字经济对碳排放具有显著的调节作用^[6];数字化水平不断提高可以降低碳排放量,利用国际城市层面数据分析认为碳排放和数字化水平之间具有倒U型关系^[7]。综上可见,现有研究普遍认为数字经济发展有利于减少环境污染,促进碳减排,然而随着数字经济发展阶段的不同,数字化对碳减排的影响将呈现不同的效果:(1)随着数字经济发展规模的快速扩张,总产出增加,碳排放强度增长率处于较高水平,碳排放总量会高于数字技术进步所减少的碳排放量;(2)数字经济发展水平不断提升,在数字化技术、设施设备等助力下,能源利用率会显著提高,碳排放强度增长率大幅下降,实现碳排放减少的目标;(3)随着数字经济发展水平的显著提高,碳排放强度增长率下降为负值且绝对值高于总产出增长率,碳排放速度低于其处理速度。因此,数字经济发展有两种相反的作用:一是通过产出提高增加碳排放;二是通过数字技术赋能效应降低碳排放强度。本文认为整体来看数字经济发展水平与碳排放量之间将呈倒U型关系。对此,本文将数字技术进步纳入到绿色索洛模型的分析框架中,对绿色索洛模型进行改进扩展,从理论上分析并提出碳排放随着数字经济发展存在类似于CKC的倒U型曲线的可能性,并进一步利用中国省级面板数据的实证分析予以验证。

本文的创新之处主要如下:(1)利用数据成为数字经济时代的关键生产要素这一特征,将数字经济引入到经济增长与污染排放关系的绿色索洛模型中,丰富了绿色索洛模型的理论应用,为研究者扩展索洛模型提供了一种新思路;(2)借鉴现有研究,使用人均而非总量级指标(共22个)构建了2011—2019年中国省级数字经济指数,为中国数字经济指数的测度提供了一个对比参照;(3)利用实证分析验证了中国碳排放与数字经济发展水平之间呈先增后减的倒U型关系,进一步探讨了其区域异质性;(4)借鉴现有研究,开发使用了单位面积邮局所数与上一年互联网普及率交互项作为省级数字经济指数的工具变量。

一、理论分析

有研究将索洛模型与污染排放结合起来,提出绿色索洛模型^[8],为污染排放随人均收入呈现的倒U型曲线变化关系提供了理论基础。本文参考绿色索洛模型的基本框架,构建数字经济发展水平与碳排放之间关系的索洛模型,为深入探讨数字经济发展水平对碳减排的影响提供理论依据。

(一)理论模型及假设

2020年4月发布的《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》首次将数据纳入生产要素。与工业时代相比,数字经济时代的显著特征是数据成为一种新的生产要素,若将数据存量作为数字经济规模的代理,生产函数 $Y=F(A, K, L)$ 可改写为 $Y=F(A, D, K, L)$ ^[9]。考虑到数据成为生产要素这一新时代特征,传统的生产函数形式不能描述该特征变化,对此本文将数据资本引入到生产函数中,建立分析数字经济发展水平与碳排放关系的索洛模型。

考虑储蓄率 s 固定的索洛模型,假设时间是连续的,经济由一个部门构成。该部门只生产一种可用于消费和投资的产品,总产出 Y 是生产要素资本 K 、数据 D 和劳动 L 的函数,即:

$$Y(t) = F[K(t), D(t), A(t)L(t)] \quad (1)$$

其中, t 表示时间维度。生产函数对 K 、 D 和 AL 都是规模报酬不变的且满足Inada条件,技术进步是

劳动增强型的或哈德罗中性的,由全要素生产率A刻画。

特别地,若生产函数为柯布-道格拉斯函数,则:

$$Y(t) = K(t)^\alpha D(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

其中, $\alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$ 。

设人口增长率为 n , 技术进步率为 g , 则 $\dot{L}(t) = nL(t), \dot{A}(t) = gA(t)$ 。

其中, $L(t) = L(0)e^{nt}, A(t) = A(0)e^{gt}$, $L(0)$ 和 $A(0)$ 分别表示劳动 L 、全要素生产率 A 在 $t=0$ 时刻的初值。

借鉴 Copeland 和 Taylor 的方法将碳减排的影响模型化, 将其作为产出的附带产品, 即经济活动 Y 中的每一单位都产生 Ω 单位污染^[10], 假设减排函数 R 是总产出 Y 和经济减排努力 Y^R 的递增和严格凹函数, 并且规模报酬不变, 则碳排放总量为:

$$E(t) = \Omega(t)Y(t) - \Omega(t)R[Y(t), Y(t)^R] = \Omega(t)Y(t) \{1 - R[1, Y(t)^R/Y(t)]\} = \Omega(t)Y(t)r(\theta) \quad (3)$$

其中, $r(\theta) \equiv 1 - R(1, \theta), \theta = Y(t)^R/Y(t)$ 。根据绿色索洛模型的设定, 假设简洁形式减排函数 $r(\theta)$ 满足 $r(0) = 1, r'(\theta) < 0$ 和 $r''(\theta) > 0$, 这意味着减排努力对碳排放的减少具有边际递减的影响。在一些情况下, 减排函数可以采用特定形式 $r(\theta) = (1 - \theta)^\varepsilon$, 其中 $\varepsilon > 1$ 。假设减排技术进步导致的工业减排能力提升和数字化程度提高使得能源部门效率提升以 $g_\Omega (g_\Omega > 0)$ 的速度降低污染量 Ω 。考虑到减排, 用于消费和投资的总产出为 $Y'(t) = (1 - \theta)Y(t)$ 。

本文用 \dot{X} 表示变量 X 对时间 t 的导数, 即 X 的动态变化量。资本存量的动态变化有两个维度, 实物资本的变化为 $\dot{K}(t)$, 数据资本的变化为 $\dot{D}(t)$ 。投资 $I(t)$ 中 γ 的比例用于实物资本投资, $1 - \gamma$ 的比例用于数据资本投资。随着时间推移, 大部分数据会失去一些基本用途, 存在“数据折旧”。对此, 设实物资本折旧率为 δ_k , 数据资本折旧率为 δ_d 。资本存量的动态变化等于投资减去折旧, 即 $\dot{K}(t) = \gamma I(t) - \delta_k K(t), \dot{D}(t) = (1 - \gamma)I(t) - \delta_d D(t)$ 。

总产出除去经济减排成本后, 分别被用于消费和投资。用于投资的比例 s 是外生不变的, 用于投资的每单位产出可获得一单位新资本, 实物资本按折旧率 δ_k 进行折旧, 数据资本按折旧率 δ_d 进行折旧。

依据上述理论模型的相应设定, 推导资本动态方程如下:

$$\dot{k}(t) = s\gamma(1 - \theta)f[k(t), d(t)] - (n + g + \delta_k)k(t) \quad (4)$$

$$\dot{d}(t) = s(1 - \gamma)(1 - \theta)f[k(t), d(t)] - (n + g + \delta_d)d(t) \quad (5)$$

其中, $k(t) = K(t)/A(t)L(t), d(t) = D(t)/A(t)L(t), y'(t) = Y'(t)/A(t)L(t), e(t) = E(t)/A(t)L(t), f[K(t), d(t)] = F[k(t), d(t), 1]$ 。

(4)、(5)式是模型的关键方程, 它表明单位有效劳动平均资本存量的变化率是以下两项之差: 前一项 $s\gamma(1 - \theta)f[k(t), d(t)], s(1 - \gamma)(1 - \theta)f[k(t), d(t)]$ 是单位有效劳动的实际投资; 后一项 $(n + g + \delta_k)k(t), (n + g + \delta_d)d(t)$ 是持平投资, 代表了使 k, d 保持现有水平的必要投资, 即填补有效劳动数量增加和资本折旧需要追加的投资。

(二) 稳态与平衡增长路径

已知生产函数 F 满足稻田条件。当 θ 固定时, 从任意 0 时刻单位有效劳动实物资本 $k(0) > 0$ 、单位有效劳动数据资本 $d(0) > 0$ 开始, 经济将最终收敛到唯一 (k^*, d^*) , 达到稳定状态。假定生产函数为柯布-道格拉斯函数, 令 $\dot{k}(t), \dot{d}(t)$ 同时为零, 则:

$$k^* = \left[\frac{s(1 - \gamma)(1 - \theta)}{n + g + \delta_d} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{\gamma}{1 - \gamma} \times \frac{n + g + \delta_d}{n + g + \delta_k} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha-\beta}} \quad (6)$$

$$d^* = \left[\frac{s\gamma(1 - \theta)}{n + g + \delta_k} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{1 - \gamma}{\gamma} \times \frac{n + g + \delta_k}{n + g + \delta_d} \right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} \quad (7)$$

在平衡增长路径上,总产出的增长率为 $n+g$ 。设 $E(t)$ 的增长率为 g_E ,结合(3)式,则 $g_E=n+g-g_\Omega$ 。

若将可持续增长定义为促进人均消费增加和环境质量改善的平衡增长路径,则可持续增长应满足 $g>0, g_\Omega > n + g$ (即 $g_E < 0$)。

当经济达到稳态时, $\dot{k}(t), \dot{d}(t)$ 同为零, $\dot{E}(t)/E(t)=g_E < 0$,此时碳排放量呈下降趋势。

$$\frac{\dot{E}(t)}{E(t)} = g_E + \alpha [s\gamma(1-\theta)k(t)^{\alpha-1}d(t)^\beta - (n+g+\delta_k)] + \beta [s(1-\gamma)(1-\theta)k(t)^\alpha d(t)^{\beta-1} - (n+g+\delta_d)] \quad (8)$$

由(8)式易见 $\dot{E}(t)/E(t)$ 是 $k(t)$ 和 $d(t)$ 的二元函数,图1是曲面 $\dot{E}(t)/E(t)$ 与零水平面的相交图,其中图1(a)和图1(b)分别是不同角度相交的直观展示。由于 $\dot{E}(t)/E(t)$ 是一个曲面, $\dot{E}(t)/E(t) = 0$ 的几何意义是曲面 $\dot{E}(t)/E(t)$ 与零水平面相交的空间轨迹,它是曲面 $\dot{E}(t)/E(t)$ 的零等高线;过这条等高线作平行于纵轴的垂面,该垂面将曲面 $\dot{E}(t)/E(t)$ 分为两个部分,由于二元函数 $\dot{E}(t)/E(t)$ 在第I象限是连续的,在垂面靠近原点的一侧,曲面 $\dot{E}(t)/E(t)$ 位于零水平面上方,故 $\dot{E}(t)/E(t) > 0$;在垂面远离原点的一侧,曲面 $\dot{E}(t)/E(t)$ 位于零水平面下方,故 $\dot{E}(t)/E(t) < 0$ 。

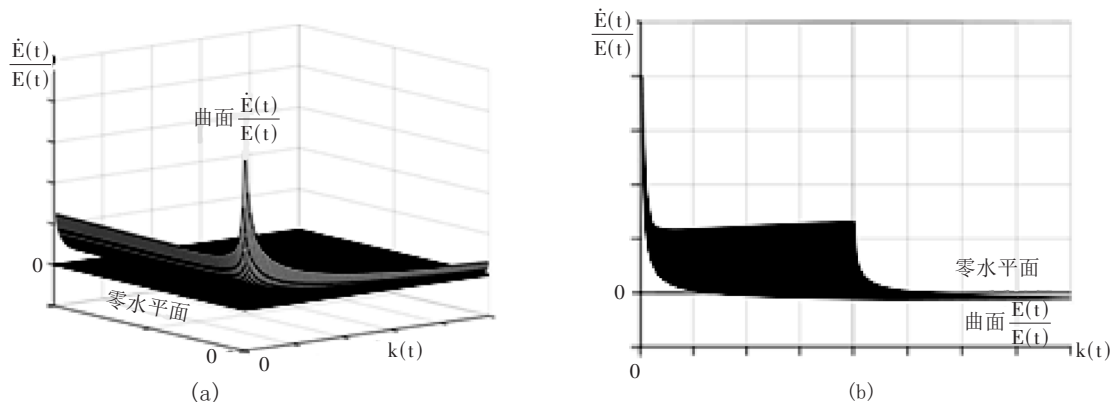


图1 曲面 $\dot{E}(t)/E(t)$ 与零水平面相交图

图2是零等高线的平面示意图。在经济发展的初始阶段, $d(0)$ 较小,经济位于图2曲线 $\dot{E}(t)/E(t) = 0$ 靠近原点0的一侧, $\dot{E}(t)/E(t) > 0$,碳排放量增加;当经济达到稳态时, $\dot{E}(t)/E(t) < 0$,这意味着经济位于图2曲线 $\dot{E}(t)/E(t) = 0$ 离原点0的一侧。因此,经济从初始状态到达稳态的过程中,必定穿越图2曲线 $\dot{E}(t)/E(t) = 0$ 。在曲线 $\dot{E}(t)/E(t) = 0$ 上,碳排放量达到峰值时单位有效劳动数据资本存量为 d^T 。

图3展示了碳排放量随数字经济发展水平提高呈现出的倒U型关系。单位有效劳动数据资本存量 $d(t)$ 是数字经济发展水平的直观表现,经济从初始状态到稳态的过程中, $d(t)$ 从 $d(0)$ 增加到 d^T 再增加到 d^* ,碳排放量先增加后减少。

综上所述,碳排放量的增长率为 $\dot{E}(t)$,当且仅当 $\dot{E}(t) < 0$ 时,碳排放量减少;当且仅当 $\dot{E}(t) > 0$ 时,碳排放量增加。根据(3)式, $\dot{E}(t)$ 为总产出 Y 的增长率与碳排放强度 Ω 的增长率之和,总产出的增长率为正并且在短期内随时间保持稳定,减排技术进步和数字化程度的提高使得碳排放强度的增长率最终随

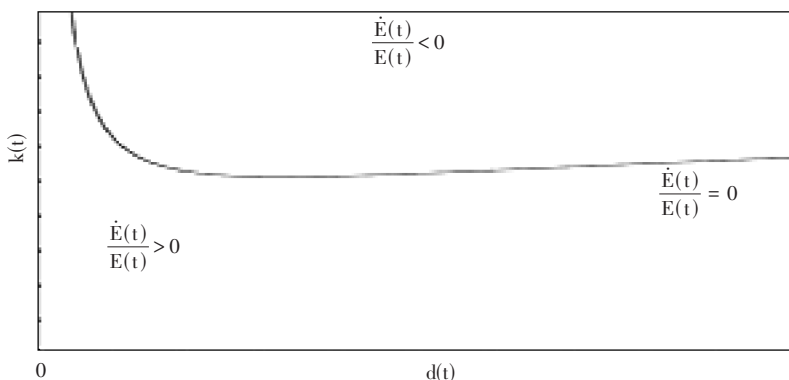


图2 曲线 $\dot{E}(t)/E(t) = 0$ 的平面示意图

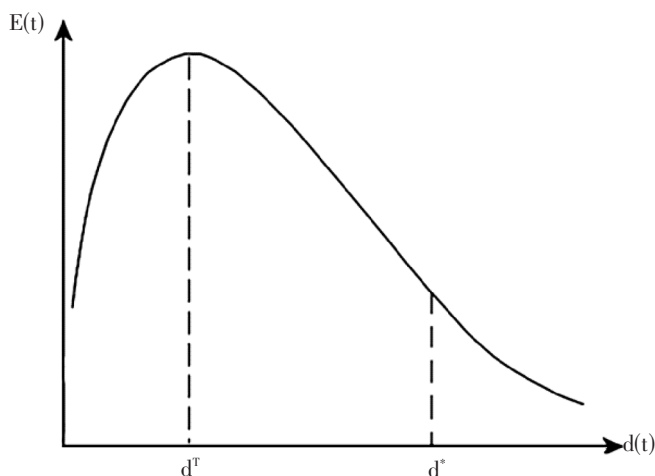


图3 碳排放量 $E(t)$ 随单位有效劳动数据资本存量 $d(t)$ 的变化曲线

时间显著下降为负。这一调整过程是倒U型关系的内在形成机制。

二、研究设计与变量说明

为验证理论模型分析得出的碳排放量与数字经济发展水平之间存在的倒U型关系,本文将利用中国省级平衡面板数据予以实证分析。

本文设定如下基准回归模型:

$$\ln E_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DEI_{it} + \beta_2 (\ln DEI_{it})^2 + X'_{it} \beta + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $i=1, 2, \dots, 30$ 表示省份, $t=2011, 2012, \dots, 2019$ 表示年份; X'_{it} 表示一组控制变

量, μ_i 为省份固定效应, δ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

1. 被解释变量:二氧化碳排放量。二氧化碳排放量数据来源于2021年12月末更新的中国碳核算数据库(CEADs)省级碳排放清单。

2. 核心解释变量:数字经济指数及其平方。本文根据数字经济的内涵,侧重均量,参考中国信息通信研究院(CAICT)的数字经济测算框架和现有数字经济指数编制研究,综合考虑指标的全面性、科学性、数据可得性以及可测度周期,使用熵权法构建了2011—2019年中国30个省份(除西藏以外)的数字经济指数DEI。该指数测度的指标体系共涵盖三个一级指标下的22个三级指标。^①

3. 控制变量。参考现有研究,控制变量选择实际人均地区生产总值、年末常住人口数、人均火力发电量、煤炭消费比重、产业结构高级化指数、产业结构合理化指数(越小越合理)、贸易依存度和实际利用外商投资额。

此外,考虑到不同地区的省份数据具有来自不同总体的可能性,本文通过对比值以外的各变量取对数以削弱这种异方差性。

三、实证分析

(一)基准回归结果

关于混合回归模型与固定效应模型的选择,本文使用最小二乘虚拟变量(LSDV)方法检验是否应该控制省份固定效应。虚拟变量回归的结果表明:大多数省份虚拟变量均显著,拒绝所有省份虚拟变量均为0的原假设,认为应该控制省份固定效应。

关于固定效应模型与随机效应模型的选择,传统的豪斯曼检验假定,在 $H_0: \mu_i$ 与 X_{it} 和不随时间变化的个体效应不相关的条件下,随机效应模型最有效率,这意味着个体固定效应 μ_i 与随机扰动项 ε_{it} 是独立同分布的。如果聚类-稳健标准误与普通标准误相差较大,传统的豪斯曼检验便不再适用。本文借助Stata软件的外部命令“xtoverid”进行了基于聚类-稳健标准误回归的豪斯曼检验。检验结果表明:所有模型均在5%或1%的水平上拒绝随机效应。同时,由于随机效应模型的假设要求较高,现实中难以满足,而无论原假设是否成立,固定效应模型的估计都是一致的。综上,本文选择固定效应模型。

①因篇幅所限,中国省级数字经济发展指标体系和数字经济指数测算结果未在文中展示,感兴趣者可向作者索要。

基准回归模型包含数字经济指数的一次项和二次项,相关系数分析表明两者之间存在强相关性,由此不可避免地引入了多重共线性(Mean VIF=10.53),核心解释变量的置信区间变大。但正向与反向逐步回归结果表明 $\ln\text{DEI}$ 和 $(\ln\text{DEI})^2$ 仍应包含在方程中,并且各变量系数符号均未改变,故本文认为 $\ln\text{DEI}$ 和 $(\ln\text{DEI})^2$ 导致的多重共线性问题并不影响回归结果的稳健性。异方差检验结果表明,模型存在异方差性。对此,本文使用聚类-稳健标准误进行统计推断,在一定程度上缓解异方差问题。

表1报告了双向固定效应模型的估计结果。从基准回归的结果来看,在模型(6)中反映数字经济发展水平的解释变量 $\ln\text{DEI}$ 和 $(\ln\text{DEI})^2$ 均在1%水平上显著为正和负,表明碳排放量与数字经济发展水平之间存在显著的倒U型关系。双向固定效应模型的回归结果表明:总人口、能源因素和产业结构合理化对碳排放均具有显著影响。当其他因素保持不变时,上述变量对碳排放量的影响具体如下:(1)常住人口规模增加1%使得碳排放量增加1.07%,这与其他学者的研究结论基本一致。在需求侧,人口增长拉动了社会总需求,较快的人口增长促进了社会的生产与消费,因而人口增长通过刺激社会经济活动增加了碳排放。(2)人均火力发电量增加1%使得碳排放量增加0.31%,煤炭消费比重增加0.01使得碳排放量增加0.78%。中国碳排放的最大来源是电力消耗和工业生产,而在这一过程中煤炭消费占据了最大比例,电力消费和能源结构的符号与显著性完全符合预期。(3)产业结构合理化指数降低0.01使得碳排放量减少0.25%。产业结构合理化是指产业之间协调性加强、关联水平提高。产业结构合理化通过要素流动实现要素优化配置、通过增加相对低排放产业的规模共同降低碳排放。中国的产业结构合理化指数总体呈现下降趋势,供给结构与需求结构更加匹配,产业之间协调度提高,表明中国产业结构正在不断优化,这对于碳减排具有积极意义。

表1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln\text{DEI}$	0.2032* (0.1023)	0.2144* (0.1188)	0.3409*** (0.1114)	0.2381*** (0.0663)	0.2860*** (0.0702)	0.2916*** (0.0726)
$(\ln\text{DEI})^2$	-0.0688** (0.0269)	-0.0710** (0.0288)	-0.1144*** (0.0292)	-0.0829*** (0.0189)	-0.0923*** (0.0190)	-0.0931*** (0.0173)
$\ln\text{GDP}$		0.1205 (0.2330)	-0.4383 (0.3077)	0.0112 (0.1928)	0.0020 (0.1965)	0.1156 (0.1980)
$\ln\text{pop}$			1.5917*** (0.4820)	1.2055*** (0.2281)	1.1556*** (0.2264)	1.0730*** (0.2045)
$\ln\text{thermpower}$				0.3017*** (0.0472)	0.3507*** (0.0501)	0.3134*** (0.0486)
coal				0.8087*** (0.1901)	0.7773*** (0.1760)	0.7831*** (0.1693)
indh					-0.0913 (0.0727)	-0.0734 (0.0654)
indr					0.2217* (0.1153)	0.2456** (0.1113)
open						-0.0968 (0.0797)
$\ln\text{FDI}$						-0.0185* (0.0095)

省份效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.2810	0.4231	0.5985	0.6847	0.6908	0.7000
样本量	270	270	270	270	270	270

注:括号内为聚类-稳健标准误,本文若无特别说明,模型所用标准误均为聚类-稳健标准误。

(二)对模型异方差性与内生性的处理

基准回归通过使用聚类-稳健标准误在一定程度上缓解异方差性,作为对照,本文进一步使用广义最小二乘法来处理异方差问题,FGLS回归结果表明,倒U型结论不变。由于FGLS估计更适合于小N大T的情形,Driscoll和Kraay将怀特稳健标准误扩展到存在异方差和自相关的面板数据模型^[11],模型的系数与固定效应模型相同,而标准误得到了修正,使用Driscoll-Kraay标准误(DKSE)的回归结果表明,倒U型结论不变。

基准回归分析尽管使用固定效应模型控制了不随时间变化的个体因素和不随个体变化的时间因素,在一定程度上克服了遗漏变量问题,但内生性问题依然可能以其他方式存在。一种可能是反向因果,即碳排放的持续增加会促使政府出台严格的环境政策,鼓励数字经济发展以达到低碳目标;另一种可能是其他遗漏变量问题,即扰动项中仍然存在没有被控制在方程中的、随时间变化的、影响被解释变量和解释变量的因素。对此,模型内生性主要通过为核心解释变量寻找合适的工具变量予以解决。适用于截面数据的工具变量不能直接应用于面板数据,因此本文借鉴Nunn和Qian的方法,以截面工具变量为基础,引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量^[12]。当前文献提供的数字经济发展水平的工具变量主要有两类:第一类工具变量是邮电历史指标与时变性数字经济指标构成的交互项^[13-14];第二类工具变量是地理因素与时变数字经济指标构成的交互项^[15-16]。鉴于上述第二类工具变量用于城市级或县级数据更加合适,结合本文分析问题及模型属性特征,借鉴第一类工具变量,将1985年各单位面积邮局所数与上一年互联网普及率的交互项及其平方项作为数字经济指数和数字经济指数平方项的工具变量。本文对于工具识别不足的检验表明:Kleibergen-Paap rk的LM统计量在10%的水平上拒绝原假设;对于弱工具检验,Kleibergen-Paap rk的Wald F统计量为10.83,大于Stock-Yogo弱工具变量检验10%水平的临界值7.03,工具满足相关性特征。以上检验结果为本文所使用的工具变量合理性提供了证据。IV-2SLS回归结果表明,倒U型结论不变^①。

(三)进一步拓展:区域异质性

依据本文研究区间内中国30个省(含自治区、直辖市)数字经济指数的均值进行排序。其中,北京、浙江、广东、上海、江苏分别位列前五位,它们的DEI均值在20以上,定义为数字经济发达地区;福建、天津、山东、辽宁、河北、陕西、四川的DEI均值在10—20内,定义为数字经济中等发达地区;重庆、海南、江西、安徽、湖北、河南、湖南、山西、吉林的DEI均值在7—10内,定义为数字经济低等发达地区;宁夏、内蒙古、黑龙江、广西、新疆、青海、贵州、云南、甘肃的DEI均值小于7,定义为数字经济欠发达地区。

综上所述,中国数字经济发展水平呈现出区域不均衡的特征。从数字经济发展水平来看,东部地区包含全部5个数字经济发达地区、5个中等发达地区和一个低等发达地区;中部地区包含7个低等发达地区和一个欠发达地区;西部地区(除西藏外)包含两个中等发达地区、一个低等发达地区和8个欠发达地区。图4是中国东中西部2011—2019年的数字经济指数均值变化曲线,通过不同地区数字经济指数均值反映的各地区数字经济发展水平可见,各地区数字经济发展水平整体都呈现出上升趋势,并且东部地区的数字经济发展水平显著高于中西部地区,中部地区的数字经济发展水平略高于西部地区,

①因篇幅所限,FGLS、DKSE和IV-2SLS回归结果未展示,感兴趣者可向作者索要。

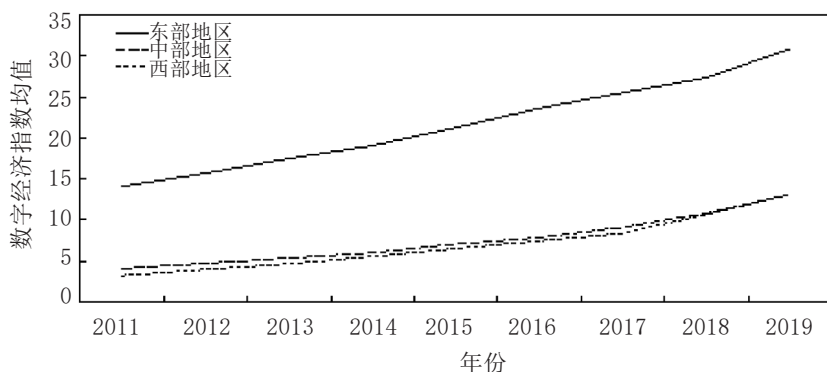


图4 中国东中西部数字经济指数的时变趋势

但在2018—2019年有趋同的趋势。

从数字经济指数均值的地区分布特征来看,中国各地区数字经济发展水平是不均衡的,在地区分布上存在明显的异质性。对此,本文通过区域异质性回归,分析不同地区数字经济发展对碳排放量的影响差异。本文按照中国东部地区、中部地区、西部地区以

及数字经济中高等发达地区、数字经济低等与欠发达地区进行分组回归。从双向固定效应模型回归结果来看,东部地区的碳排放量与数字经济指数之间存在倒U型关系,但是没有证据表明中部地区和西部地区也存在这种关系。产生这种情况的可能原因有两个:一是按照传统的东中西部分组回归,每组的样本量相对较小,容易产生偏误;二是东中西部地区的数字经济发展水平虽然大体上由东向西逐渐递减,但每个地区内部省份的数字经济发展水平也存在一定程度的差异。因此,本文进一步按照数字经济中高等发达地区、数字经济低等与欠发达地区进行分组回归。结果表明:在数字经济中高等发达地区、数字经济低等与欠发达地区,碳排放量与数字经济指数之间均存在显著的倒U型关系^①。

值得注意的是,按照数字经济发展水平分组,对于碳排放,人口因素在两组回归中均具有显著影响,而人均火力发电量和煤炭消费比重仅在数字经济低等与欠发达地区影响显著。人均火力发电量和煤炭消费比重的显著性差异可能源于能源资源与电力负荷分布不均衡,中国煤炭资源主要分布在西部和北部地区,这些地区也是数字经济低等与欠发达地区,煤炭主要在这些地区被消费,除满足自身发展需要外,形成的额外电力负荷通过“西电东输”战略工程输送到电力紧缺的东部沿海地区,东部沿海地区是数字经济中高等发达地区,由此导致在数字经济中高发达地区人均火力发电量和煤炭消费对碳排放没有产生显著影响。

(四)稳健性检验

在前文中,通过使用广义最小二乘法和Driscoll-Kraay标准误克服模型异方差性、使用工具变量法克服模型内生性、针对区域异质性进行分组回归,碳排放量与数字经济指数之间呈倒U型关系的结论并未发生改变,这本身就是一种稳健性检验。为了进一步确保模型分析结论对一些外部条件变化的可靠性,本文再通过替换因变量、改变数字经济指数的指标赋权方法、剔除部分样本、加入省份和年份的交互固定效应进行稳健性检验:(1)考虑到数字经济的发展对于除二氧化碳以外的其他污染物排放也应该具有相似的性质,使用二氧化硫排放量替换被解释变量二氧化碳排放量,结果表明二氧化硫排放量与数字经济指数之间仍存在倒U型关系。(2)考虑到构建数字经济指数仅使用熵权法存在一定的主观性,为避免回归结果的偶然性因素,本文使用主成分分析法对指标降维处理并标准化,重新构建数字经济指数(DEI_PCA)参与回归。结果表明,指标构建方法的选择并未影响碳排放量与数字经济指数之间倒U型关系的存在性。(3)中国碳排放交易试点于2011年11月启动,共包含上海、北京、天津、重庆、湖北、广东和深圳7个省(市),考虑到涉及碳排放交易的宏观经济政策可能对回归结果产生影响,剔除这些省份后重新进行回归,结果表明碳排放量与数字经济指数之间仍存在显著的倒U型关系。(4)虽然

^①因篇幅所限,区域异质性回归结果未展示,感兴趣者可向作者索要。

双向固定效应模型控制了不随时间变化的个体差异和不随个体变化的时间差异,但是无法解决既随时间变化又随个体变化的不可观测因素带来的内生性问题。白聚山在双向固定效应模型的基础上开发了交互固定效应模型,用以考虑现实经济中的时间冲击和个体冲击的多维性^[17]。加入省份和年份交互固定效应的模型结果表明碳排放量与数字经济指数之间仍存在显著的倒U型关系。

四、结论与政策启示

本文将数字经济发展水平纳入到绿色索洛模型的分析框架中,论证了碳排放量随数字经济发展呈现先增后减的可能性,利用中国2011—2019年30个省份的平衡面板数据,构建了数字经济指数并测度了数字经济发展水平,通过双向固定效应模型验证了数字经济发展水平对碳排放量的影响。具体得到以下主要结论:(1)理论模型与实证检验都表明碳排放量与数字经济发展水平之间存在先增后减的倒U型关系,在分别使用广义最小二乘法、DKSE方法和工具变量法处理模型异方差性和内生性问题后,倒U型关系仍成立,结论对替换因变量、改变核心解释变量的构建方法和使用交互固定效应模型等均保持稳健;(2)除了提高数字经济发展水平以外,降低火力发电和煤炭消费比重,促进产业结构不断优化对碳排放的减少具有积极作用;(3)从中国东中西部地区层面来看,各地区数字经济发展不平衡,东部地区数字经济发展水平明显高于中西部地区,中部地区略高于西部地区并有趋同的趋势,东中西部地区内部各省份数字经济发展水平也存在一定程度的差异,进一步按照数字经济发展水平分组回归,结果表明碳排放量与数字经济指数之间的倒U型关系在数字经济中高等发达地区和数字经济低等与欠发达地区均存在。人均火力发电量和煤炭消费比重仅在数字经济低等与欠发达地区影响显著。

依据本文结论得出以下政策启示。(1)数字经济发展带来的数字化技术进步有利于提高能源部门使用效率,使工业生产更加精细化、智能化,从长期看可以减少碳排放,对促进中国碳减排,实现碳达峰、碳中和意义重大。对此,应以数字技术为核心驱动力,加强新基建,夯实数字经济发展基础,通过数字技术与实体经济深度融合,加快产业数字化转型升级以及数字产业创新发展,全面提高数字化、网络化、智能化水平。(2)全社会要正确认识碳排放量增加问题,虽然数字经济的发展对于碳减排具有重要意义,但是采取其他有效措施积极应对碳排放量增加的不利影响同样重要。对此,政府部门应通过政策引导,鼓励发展清洁发电技术,优化能源结构,促进产业结构升级,实施奖惩机制加强企业等主体的碳减排行为规范性,促进碳排放交易市场公平公正合理运行。(3)依托“一带一路”倡议进一步加强中西部地区数字经济低等与欠发达地区的数字经济发展,促进各地区数字经济的协调发展,为全面可持续实现碳减排打好数字化基础。对此,利用丝绸之路将中国中部地区与欧洲连接起来,促进西部地区数字经济发展,重点推动西部地区清洁发电技术应用,提高可替代煤炭能源的应用比重;中部地区自然地理条件优越,拥有数字经济发展的地缘条件,可以通过中部崛起战略,进一步扶持中部地区数字经济发展,使中部地区在碳减排进程中发挥更大的作用;持续发挥东部地区数字经济快速发展的红利,进一步提升对外开放的水平与质量,促进环保技术与标准向内地外溢,并且通过地区间全面有效合作、对口帮扶,释放东部地区数字经济发展的红利效应。

参考文献:

- [1]刘元春,郝大鹏,霍晓霖.碳中和经济学研究新进展[J].经济学家,2022(6):5-15.
- [2]GROSSMAN G M., KRUEGER A B.Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement[R].NBER working paper,1991.
- [3]SELDEN T M, SONG D.Environmental quality and development: Is there a kuznets curve for air pollution emissions?[J].

Journal of environmental economics and management,1994,27(2):147-162.

- [4]柏亮,陈小辉.数字经济如何影响工业SO₂排放?——理论解读与实证检验[J].东北财经大学学报,2020(8):73-81.
- [5]邓荣荣,张翱翔.中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究[J].南方经济,2022(2):18-37.
- [6]LI Y, YANG X, RAN Q, WU H, IRFAN M, AHMAD M. Energy structure, digital economy, and carbon emissions: Evidence from China[J]. Environmental science and pollution research, 2021, 28(45): 64606-64629.
- [7]LI X, LIU J, NI P. The impact of the digital economy on CO₂ emissions: A theoretical and empirical analysis[J]. Sustainability, 2021, 13(13): 7267.
- [8]BROCK W A, TAYLOR M S. The green Solow model[J]. Journal of economic growth, 2010, 15(2): 127-153.
- [9]ZHANG M L, CHEN M S. China's Digital Economy: Opportunities and Risks[R]. IMF working paper, 2019.
- [10]COPELAND B R, TAYLOR M S. North-south trade and the environment[J]. The quarterly journal of economics, 1994, 109(3): 755-787.
- [11]DRISCOLL J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. Review of economics and statistics, 1998, 80(4): 549-560.
- [12]NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American economic review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [13]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.
- [14]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, 36(10):65-76.
- [15]张勋,杨桐,汪晨.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020,36(11):48-63.
- [16]柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021,56(5):91-108.
- [17]BAI J. Panel data models with interactive fixed effects[J]. Econometrica, 2009, 77(4): 1229-1279.

(收稿日期:2022-07-06 责任编辑:肖磊)

Digital Economy Development and Carbon Emission Reduction --Theoretical Deduction and Empirical Test Fei Wei, Yu Bao-xin, Wang Wei-guo

Abstract: This paper discusses the impact of the development level of digital economy on carbon dioxide emission reduction. For theoretical analysis, this paper takes the green Solow model as an analysis framework into which it introduces digital economy, putting forward the possibility that carbon dioxide emission presents an inverted U-shaped curve with the development of digital economy through theoretical model deduction. For empirical analysis, this paper uses entropy weight method to construct the index system of digital economy development, measures the digital economy index of 30 provinces in China from 2011 to 2019 and conducts empirical analysis through two-way fixed effects model in order to check the theoretical conjecture. The results show that there is a significant inverted U-shaped relationship between carbon dioxide emissions and the development level of digital economy. Because the development of digital economy shows the unbalanced characteristics that the eastern region is better than the central and western regions, the heterogeneity analysis shows that the inverted U-shaped relationship exists both in secondary developed and developed regions and in low developed and underdeveloped regions of digital economy. Based on this, the reference inspiration for exploring the impact of the development of digital economy on carbon dioxide emission reduction and achieving carbon peaking and carbon neutrality goals is provided.

Key Words: Digital Economy Development; Carbon Emission Reduction; Inverted U-shaped Curve; Two-way Fixed Effects Model