数字经济发展提升了城市生态效率吗？

——基于产业结构升级视角

梁琦 肖素萍 李梦欣¹

(中山大学 管理学院, 广州 510275)

【摘要】: 数字经济作为新技术革命引致的新经济形态, 能够通过驱动产业结构升级, 有效促进经济生态化、生态经济化。本文基于产业结构升级中介视角, 以 2011–2018 年中国 285 个城市为样本考察了数字经济对城市生态效率的影响。研究结果表明: (1) 数字经济的发展能够显著提升城市的生态效率, 这一结论在进行变量替换、分阶段回归以及引入工具变量等稳健性检验后仍然成立。(2) 数字经济对生态效率的提升效用存在显著的区域异质性, 呈现中部最高、东部次之、西部最低的不平衡空间结构特征。(3) 存在数字经济发展→产业结构升级→生态效率提升的中介传导路径, 产业结构升级是数字经济作用于中国城市生态效率提升的重要路径。

【关键词】: 数字经济 产业结构升级 生态效率 区域异质性

【中图分类号】: F124.1; X826 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006–2912(2021)06–0082–11

一、引言

数字经济作为继农业经济和工业经济等传统经济之后的新经济形态, 从多个维度对社会的生产方式、消费方式进行了升级和重塑, 跃然成为了我国现代化经济体系建设的重要引擎和经济高质量发展的关键驱动力。《中国数字经济发展与就业白皮书(2019年)》统计数据显示, 中国数字经济总量由 2015 年的 18.6 万亿元增至 2018 年的 31.3 万亿元, 占 GDP 的比重由 27.1% 增长为 34.8%, 年均增长率达 18.9%。与此同时, 随着经济的高速发展, 生态环境问题日趋成为重要的民生问题, 是全面建成小康社会的突出短板。习近平总书记在全国生态环境保护大会上指出, 我国的生态文明建设尚处于压力叠加、负重前行的关键期, 也到了有条件有能力解决生态环境突出问题的窗口期。在此背景下, 如何把握时代机遇, 在寻求经济发展、资源节约、环境保护协调统一的基础上, 以最小的资源消耗和环境影响实现最高经济产出, 实现最优的生态效率, 推动建立健全以产业生态化和生态产业化为主体的生态经济体系具有重要的意义。数字经济的发展, 恰好契合了我国正处于发展方式、经济结构和增长动力大变革时期的大背景, 不乏为解决生态环境这一时代难题, 实现生态效率提升的关键依托。那么数字经济能否改善城市的生态效率? 如何有效释放数字经济对城市生态效率的红利, 即数字经济通过何种途径作用于生态效率? 数字经济对生态效率的影响是否存在异质性特征? 本文拟利用我国 2011–2018 年全国 285 个地级及以上城市的面板数据, 基于环境影响随机模型和中介效应模型对上述问题予以梳理和分析。

二、文献综述

¹**作者简介:** 梁琦(1957–), 女, 湖南涟源人, 中山大学管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 空间经济与区域经济; 肖素萍(1992–), 女, 江西吉安人, 中山大学管理学院博士研究生, 研究方向: 空间经济、产业组织与管理; 李梦欣(1997–), 女, 内蒙古赤峰人, 中山大学管理学院硕士研究生, 研究方向: 产业组织与管理、区域经济。
基金项目: 国家社会科学基金重大项目“虚拟集聚的理论及其应用研究”(18ZDA066), 项目负责人: 梁琦

《二十国集团数字经济发展与合作倡议》^[1]报告中将数字经济定义为以数字化的信息和知识为关键生产要素，以现代信息网络为重要载体，以信息通信技术广泛利用作为经济结构优化和效率提升的重要驱动力的经济活动的统称。从数字经济提出的背景来看，自1996年唐·泰普斯科特(Don Tapscott)在《数字经济时代》中提出数字经济概念，后经由1998年美国商务部发布《The Emerging Digital Economy》报告中正式提出，全球数字经济在近25年的发展历程中呈现出快速增长的趋势，成为了推动全球经济复苏的新引擎、新动能。从数字经济在中国兴起的背景来看，中国经济经历了从高速增长到中高速增长的经济新常态的过程，在当前经济放缓的背景下，数字经济从供求两端为经济发展赋能^[1]，成为未来经济增长的新动力^[2]。

早期关于数字经济的研究，大多集中于在概念和理论层面探讨数字经济的内涵界定^[3]、发展趋势及推动政策^[4]，或以数字经济为背景探究经济发展的规律^[5]。随着数字经济的快速发展，研究者们对数字经济引发的经济社会效应的关注和研究持续升温，围绕数字经济在经济总量增加^[6]、产业结构升级^[7]、创新效率提升^[8]、生产效率改善^[9]、经济地理格局优化^[10]以及经济高质量发展^[11]等方面的积极效用展开了深入的研究。但是，鲜少有研究探讨数字经济对城市生态效率的影响以及这一作用效果背后的机制，仅有少量研究在理论层面涉及数字经济在促进绿色发展和改善生态环境层面的积极效用，且尚未有实证层面的研究，这些理论层面的研究可归纳为四类。第一类，通过分析数字经济的技术赋能手段实现经济发展方式转变和产业结构的优化升级，来提升供给体系的效率和质量，进而实现生产绿色转型^[12]。第二类，从资源利用效率视角解析数字经济对节约资源和保护环境的积极效用^[13]。第三类，从技术创新效率和生产模式改进角度分析数字经济对改变粗放型增长方式，实现绿色发展的积极影响^[14]。第四类，基于生活方式层面探讨数字经济发展对引领形成绿色、低碳的生活、消费模式方面的积极效应，绿色消费模式的形成有助于降低对自然资源的依赖和损耗，继而达到保护生态环境，改善居民生活质量的目的^[15]。

综上，学者们在理论层面就数字经济作为经济高质量发展的新动能、现代经济体系的重要支撑、满足人民美好生活的保障以及生态文明建设的驱动力基本达成共识。但是，首先，随着我国从国家战略的高度逐渐重视生态文明建设，生态环境在经济发展中的重要性愈发凸显，生态文明建设的本质在于提高资源利用效率，减少环境的污染，提高生态效率^[16]，故有必要针对数字经济对提高生态效率的贡献程度展开系统的理论梳理和实证检验。其次，由于区域之间资源禀赋、财政政策以及经济发展水平存在较大差异，为把握区位因素影响，需进一步探索数字经济与生态效率之间关系的空间分布规律和异质性特征。此外，在“建设生态文明，转变经济发展方式，调整产业结构”宏观背景下，引入产业结构升级作为中介机制定量评估数字经济这一新经济形态对生态效率的改善作用，有助于依此探讨释放数字经济对产业结构升级以及生态效率改善方面助推力量的路径和对策，为实现经济高质量，推动生态文明建设迈上新台阶提供参考。

三、机制分析与理论假设

生态效率的本质在于以最低的资源、环境投入实现最大的经济效益产出，其主要的衡量标准为经济效益产出与资源、环境投入之比。数字经济通过提高生产效率、促进协作效率以及激发创新效率能够有效增加生态效率指标体系构成中经济效益和，降低资源和环境投入，提升城市的生态效率。此外，从产业结构优化视角来看，数字经济作为我国新经济的主要组成部分，能够催生出更多的新产业、新业态，并与传统产业实现深度融合，驱动产业结构升级，进而改善生态效率。

(一)数字经济对生态效率的影响

数字经济对生态效率的影响以积极效用为主，主要体现在三个方面。其一，从数字经济的关键生产要素来看，数字经济本身属于环境友好型产业，对生态环境的破坏较小，并且数字经济的发展能够通过挤压传统以高投入、高污染、高排放为特征的传统经济，在整体上达到改善生态效率的效果^[17]；此外，资源利用效率揭示了生产要素转化为经济产出的有效性^[18]，故结合数字经济的要素投入与生态环境代价来看，数字经济的发展对生态效率而言是积极的。其二，数字经济从供给端、需求端两侧发力，为生态效率的改善提供了新机遇。供给端层面，一方面，数字经济数字存在规模经济^[19]，能够在改变传统粗放型经济发展模式^[1]，降低传统生产方式对自然资源的依赖度以及环境的污染基础上，通过大数据监管、决策等方式有效整合生产各个环节构建涵盖生产、运输、消费及回收在内的全产业链^[20]，实现物质极大丰富化^[21]，满足居民日益增长的物质需求；另一方面，数字经济背

景下，数据、技术替代了原来的土地、人口和资本驱动新产品的开发，以更低的生态破坏代价实现供给创造^[22]。需求端层面，随着经济的发展，人们对美好生活需要逐渐向多样化、个性化以及智能化方向发展，数字经济的范围经济效应不仅能够满足消费者的差异化需求^[4]，还能通过打造绿色消费平台、研发绿色消费产品，引领大众绿色消费，进而引致生产绿色转型，释放经济、生态红利，提升生态效率^[23]。其三，数字经济能够通过构建生态保护的反馈机制和传播积极的绿色生活理念来改善城市的生态效率。数字经济的发展，必然对新型基础设施建设提出更高的要求，一方面依托数字技术可以构建数字平台，构建政府-企业-公众之间的绿色三向互动桥梁，保障生态环境质量^[24]，并基于节能减排数据的收集，实现精准监督，提高环境监督效率^[25]；另一方面，借助数字媒介向公众传播绿色环保理念，引导公众保护自然，培养绿色生活习惯，降低生态效率的环境投入要素^[26]。基于此，本文提出如下假设：

假设 1:数字经济的发展对城市生态效率的改善具有显著促进作用。

(二)数字经济通过推动产业结构升级影响生态效率

数字经济对产业结构升级的助推效应主要体现在其本身发展模式、特点，对新产业、新业态形成的催生作用以及对传统产业的改造、升级效应三方面。首先，数字经济的基础产业是国民经济的重要组成部分，数字经济的发展意味着产业结构由传统的劳动、资本、技术密集型产业转为数字密集型产业，产业结构高级化水平得到显著提升。^[6]其次，数字经济能够依托其高创新性、高渗透性和强扩散性特征，通过打破产业之间的边界，促进关联产业间、上下游产业之间的融合，并在产业融合的基础上催生新产业、新业态^[27]；最后，数字经济以信息、数字作为主要生产要素，带动传统产业，尤其是制造业的智能化和数字化转型^[28]，促使各产业趋于协调发展，并激发传统产业的技术创新，推动内部业务流程更新，提升产业结构的合理化，实现生产效率的提升。而产业结构优化升级是改进生态效率的重要途径^[29]，一方面，由数字经济催生新产业、新业态，以知识、技术、信息和数字替代了自然资源、生态环境要素作为主要生产要素，并且依托数字技术有效整合、配置产业链上的资源，以低投入、低污染实现高产出。另一方面，数字经济在与传统产业融合过程中会驱动产业向中高端转型升级，推动产业的技术创新和资源的利用效率^[1]，进而以较低投入获得较高产出，达到提升区域生态效率的目的^[30]。基于此，本文提出如下假设：

假设 2:数字经济可以通过驱动产业结构升级优化来提升城市生态效率。

四、研究设计

(一)模型构建

为研究人类活动对环境变化的影响，美国经济学家 Holdren 和 Ehrlich 于 1974 年建立了环境压力控制模型(IPAT),认为人口规模(P)、富裕程度(A)以及技术进步(T)是影响生态环境(I)的主要因素^[31],并得出 I=PAT 等式,之后, Dietz 和 Rosa(1997)在 IPAT 概念模型的基础上构建了环境影响随机模型^[32],即:

$$I_i = \alpha P_i^{\beta_1} P A_i^{\beta_2} T_i^{\beta_3} \varepsilon_i \quad (1)$$

本文参照环境影响随机模型，将被解释变量生态效率(EE)和核心解释变量数字经济发展水平(DE)加入到模型(1)中，将原模型中的人口规模 P、富裕程度 A、技术进步 T，结合其他可能会对生态效率产生影响的因素作为控制变量，并对模型(1)等式两边同取对数，构建模型(2)如下：

$$\ln EE_{it} = \ln \alpha + \beta_1 \ln DE_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \ln \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, EE_{it} 表示 i 地区第 t 年的生态效率值, DE_{it} 表示 i 地区第 t 年的数字经济发展水平, $Control_{it}$ 为一系列控制变量, μ_{it} 、 λ_t 分别代表地区固定效应和时间效应, ε_{it} 为随机误差项。

为揭示产业结构升级 (IS) 在数字经济促进城市生态效率改善过程中是否发挥了中介效用, 参照温忠麟等 (2014) 的研究方法, 分别构建解释变量对中介变量、解释变量与中介变量对被解释变量的线性回归方程, 具体模型如下:

$$\ln IS_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln DE_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \ln \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln EE_{it} = \zeta_0 + \zeta_1 \ln DE_{it} + \zeta_2 \ln IS_{it} + \zeta_3 Control_{it} + \ln \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)、(4)中, IS_{it} 表示 i 地区第 t 年的产业结构升级程度, 为中介变量, 其他变量解释同式(1)。中介效应检验步骤为: 在回归模型(2)中解释变量数字经济发展水平对被解释变量生态效率的系数 β_1 通过显著性检验的基础上, 通过检验回归模型(3)、(4)中 γ_1 、 ζ_1 、 ζ_2 的显著性来判断产业结构升级是否发挥了中介作用。

(二) 变量选取与说明

1. 被解释变量

生态效率 (EE): 生态效率表示在一定区域范围内, 追求以最少的资源、环境投入实现经济效益产出的最大化。数据包络方法 (DEA) 是目前测算生态效率最普遍的方法, 但这一方法无法区分效率有效 (即效率值达到 1) 的决策单元的效率大小, 故参照 Andersen 和 Petersen (1993)^[33] 提出的超效率模型测算我国 2015-2018 年各城市生态效率。模型中的投入类指标主要包含资源、环境投入要素, 产出类指标主要以地区生产总值来衡量, 具体指标体系参见表 1。

表 1 生态效率评价体系

指标	要素类别	指标构成
投入	资源投入	资本存量、从业人员数、城市建设用地面积、全年供水总量、全年用电总量
	环境投入	工业烟尘排出量、工业废水排放量、工业二氧化硫排出量
产出	经济效益	地区生产总值

2. 解释变量

本文解释变量为数字经济发展水平 (DE), 但目前关于数字经济发展水平的测量尚没有统一的标准, 本文借鉴赵涛等 (2020) 和黄慧群等 (2019) 的测度方法, 结合城市层面数据的可得性, 从数字金融以及互联网发展水平两个方面对数字经济综合发展水平予以测度。其中, 数字金融采用北京大学数字普惠金融指数 (PKU-DFIIC) (2011-2018) 中的总指数, 互联网发展水平则由互联网普及率、移动电话普及率、行业从业人员情况以及相关产业产出四方面进行综合测算, 各个指标的具体衡量方法分别为每百人互联网接入用户数、每百人移动电话用户数、计算机和软件行业从业人员占从业总人数比、人均电信业务量。采用熵值法对以上 5 个指标的数据进行处理后得到数字经济发展水平指数。

3. 中介变量

产业结构升级 (IS): 产业结构升级包含产业结构高级化和合理化两方面, 高级化是指产业结构从以劳动、资本密集型产业为主的低级形式向以知识、技术、数字密集型产业为主的高级形式的转化过程, 合理化则体现在产业之间产值、资源配置层面的协调发展程度。本文参照干春晖等(2011)^[34]的做法, 用第三产业产值与第二产业产值的比值衡量产业结构高级化 (LS)。结合阳立高等(2017)^[35]的研究, 用泰尔指数的倒数 (TLD) 来衡量产业结构合理化, 泰尔指数的具体计算公式如下:

$$TL = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{L_i} \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right) \quad (5)$$

其中, TL 表示泰尔指数, i 表示具体的产业部门, n 代表产业部门数, Y 代表地区生产总值, Y_i 代表不同产业部门的产值, L 代表地区就业人数, L_i 代表不同产业部门的就业人数。泰尔指数越小, 表明产业结构越合理, 产业间的协调性和关联性越强, 因此泰尔指数的倒数越大, 则意味着产业结构越合理。

4. 控制变量

基于已有文献, 影响生态效率的控制变量包括: (1) 富裕程度 (pgdp), 采用人均 GDP 来测量; (2) 人口规模 (pm), 用城市人口密度来表示; (3) 城市化水平 (ur), 用常住人口城镇化来衡量; (4) 技术进步 (tep), 采用万人授予专利数来表示; (5) 财政投入情况 (lf), 采用财政预算内支出与 GDP 之比来表示; (6) 对外开放水平 (fdi), 采用历年汇率折算为人民币后的实际使用外资额与 GDP 比值来表示。

(三) 数据来源与描述性统计

本文的数据样本区间为 2011-2018 年, 删除毕节、铜仁等存在缺失值的地级市数据, 最终样本总量为 2280, 涵盖全国共 285 个地级及以上城市。研究使用数据除数字普惠金融指数外, 其他数据均来源于《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》, 部分缺失数据通过各省市统计年鉴和统计公报予以补充。变量的描述性统计结果见表 2。本文的方差膨胀检验系数 VIF 值为 2.32, 小于临界值 10, 故排除变量之间存在多重共线性问题, 变量取值较为合理。

表 2 主要变量描述性统计

变量名称 (变量符号)	变量指标测度方法	均值	标准差	最小值	最大值
生态效率 (lnEE)	超效率 DEA 模型	-0.819	0.515	-3.740	0.304
数字经济发展水平 (lnDE)	熵值法	-2.292	0.459	-4.234	-0.627
经济发展水平 (lngdp)	GDP/年末总人口 (元/人)	-0.218	0.783	-10.491	1.470
人口规模 (lnpm)	人口/区域面积 (百人/平方公里)	2.691	0.994	-0.049	11.283
城镇化水平 (lnur)	城镇人口数/年末总人口 (%)	10.683	0.557	8.842	12.456
技术进步 (ln tep)	年专利授予数/年末总人口 (项/万人)	1.132	0.976	-3.856	6.130

财政投入水平 (lnlf)	财政预算内支出/GDP (%)	3.950	0.273	1.842	4.605
对外开放水平 (lnfdi)	实际使用外资/GDP (%)	1.274	1.357	-3.570	5.652
产业结构高级化 (lnLS)	第三产业产值/第二产业产值 (%)	-1.146	1.618	-3.126	4.374
产业结构合理化 (lnTLD)	泰尔指数倒数	-4.140	2.068	-13.553	2.985

五、实证结果分析

(一) 基于全样本的基准回归结果

除本文上述的影响因素外，各市域自身的特征变量也会影响城市生态效率，故采用固定效应模型能够很好地弥补由此引致的遗漏变量问题。并且，为增加回归结果的可靠性，对固定效应回归系数的标准误在时间和地区两个层面均进行了聚类调整，用以控制潜在的异方差和序列自相关问题。表 3 为固定效应模型的回归结果，第 (1)、(2) 列分别为不考虑其他控制变量的情况下和控制其他影响因素的条件下，数字经济发展水平对城市生态效率的固定效应回归结果。

回归结果显示：经过聚类稳健调整后的数字经济发展水平的系数为正，加入控制变量后，数字经济发展水平的回归系数从 0.101 下降为 0.094，但仍在 1% 的水平上显著为正，说明数字经济的发展有利于城市生态效率的提升，假设 1 得到验证。从控制变量的估计结果看，城市经济发展水平与生态效率之间存在显著的正相关关系，说明城市在实现经济发展的同时，生态效率也得到了有效提升，经济发展，以及其带来的技术创新和生产效率的提升引致城市的经济效益产出增加，资源、环境投入要素降低，生态效率自然得到提升。人口密度与生态效率存在显著的正向关系，城市人口密度上升会产生规模效应，进而在提高生产效率的基础上有效改善城市的生态效率。城镇化水平与生态效率存在负向关系，这可能源于传统粗放型的城镇化模式带来的生态恶化和生产效率低下问题。财政投入水平的系数显著为负，本文认为原因可能在于，一方面在中国式的分权体制下，地方政府倾向于把有限的财政资源和优惠政策投向招商引资、基础设施等领域^[36]，财政偏向挤占了生态环境保护方面的投资，生态环境方面的财政支出相对不足，抑制了绿色创新效率提升。另一方面，地方政府财政投入的偏向信号存在“示范效应”，阻碍其他主体参与生态环境保护的积极性，进一步加剧了财政投入对生态效率的抑制效用。技术进步的估计系数显著为负，说明技术进步会抑制生态效率的提升，但通常认为技术进步是改善区域生态效率的重要因素，其原因可能在于中国的技术进步存在明显“反弹效用”。对外开放水平的系数未通过显著性检验，说明外来资本投入尚未发挥其对区域生态效率的提升作用。

表 3 数字经济对生态效率的影响(基准回归)

变量	(1)	(2)
lnDE	0.101*** (3.13)	0.094*** (2.18)
lngdp		0.318*** (8.54)
lnpm		0.086*** (6.67)

续表 3

变量	(1)	(2)
lnur		-0.797***(-13.85)
ln tep		-0.016*(-1.23*)
lnlf		-0.223***(-5.70)
lnfdi		0.005(0.65)
地区固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
常数项	0.457***(27.26)	-1.230**(-3.08)
R ²	0.021	0.189
N	2280	2280

(二) 区域异质性检验结果

受经济、历史以及地形等因素的影响，我国地区之间存在一定客观的区域差异，不同区域数字经济发展水平及其对生态效率的影响均有所不同，所以需进一步对比研究数字经济发展水平与生态效率两者关系存在的区域异质性特征。本文将 285 个城市划分为东部、中部、西部和东北部四个区域 2 分别进行固定效应模型的回归分析，分析结果见表 4。根据回归结果可知，数字经济发展水平对生态效率的影响存在显著的区域异质性特征，东部、中部、东北部地区数字经济发展水平系数均显著为正，西部地区数字经济发展水平的估计系数为正，但不显著。从数字经济对生态效率提升原因的解釋程度来看，中部地区数字经济对生态效率提升的促进作用明显优于东部、西部和东北部地区，数字经济在生态效率提升方面释放的红利按照“中部-东部-东北部-西部”降序排列。究其原因，一方面，根据“长尾理论”，数字经济发展的一大重要服务对象是“长尾”群体，即广大低收入群体和中小企业，通过降低准入门槛满足这些群体的生产和生活需求，在这一过程中，数字经济能够有效降低成本，创造更多的产出效益，加之数字经济作为一种新的经济形态，受实体经济发展基础的制约相对较弱，故而，经济发展相对弱后于东部地区的中部地区，在改善生态效率方面能够更多地从数字经济的发展中受益。另一方面，数字经济在提升中部地区的生态效率的边际效应较高。通常来讲，东部地区的数字经济发展水平明显高于其他区域，数字经济在提升东部地区的生态效率方面释放的红利应该多于中部地区，但事实上，虽然中部地区的数字经济发展相较于东部地区而言，起步晚，发展水平也较低，但受边际效应递减规律影响，数字经济对中部地区生态效率的改善作用更为明显，东部地区数字经济红利效应的增长空间受限。

表 4 区域异质性检验结果

变量	东部(1)	中部(2)	西部(3)	东北部(4)
lnDE	0.092**(1.92)	0.108*** (2.67)	0.010(0.18)	0.015*(0.55)
lngdp	0.123*(1.89)	0.294*** (3.78)	0.356*** (3.72)	0.853*** (10.00)
lnpm	0.046(1.04)	-0.022(-0.65)	0.156*** (3.77)	-0.115**(-2.80)

续表 4

变量	东部(1)	中部(2)	西部(3)	东北部(4)
lnur	-0.044(-0.32)	-0.312**(-2.72)	-0.733***(-3.99)	-0.482***(-3.56)
Intep	0.020*(0.70)	-0.065*(-2.34)	-0.007(-0.21)	-0.083**(-2.86)
lnlf	-0.024*(-1.75)	0.007(0.38)	-0.002(-0.12)	0.009(0.79)
lnfdi	0.013(1.00)	0.001(0.03)	0.004(0.35)	0.019(1.70)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-1.708**(-2.19)	-2.373**(-2.97)	-1.871**(-2.02)	-2.325***(-2.74)
R ²	0.103	0.074	0.197	0.318
N	816	688	488	288

(三)中介效应检验

前文从产业结构升级的视角,理论分析了数字经济对生态效率影响的作用机制,为检验该作用机制假设,本文选用中介效应模型进行实证检验,分步检验回归结果见表5。表3第(2)列中,数字经济的系数为0.094,在1%水平上通过显著性检验。表5中,第(1)列是检验数字经济对产业结构高级化的影响,数字经济的系数为0.617(在1%水平上通过显著性检验),表明数字经济发展能够显著推动区域内产业结构高级化。第(2)列是检验数字经济和产业结构高级化对城市生态效率的影响,此时数字经济的系数在1%水平显著为正(0.051),并且小于在不考虑产业结构高级化条件下的数字经济系数(0.094),故按照中介效应检验程序可知,产业结构高级化在数字经济影响生态效率的过程中表现为部分中介效应,并且产业结构高级化的中介效应值为0.043。表5中第(3)列是检验数字经济对产业结构合理化的影响,数字经济的系数为0.466(在1%水平上通过显著性检验),表明数字经济发展能够有效促进产业结构趋于合理化。第(4)列是检验数字经济和产业结构合理化对城市生态效率的影响,此时数字经济的系数在1%水平显著为正(0.076),小于在不考虑产业结构合理化条件下的数字经济回归系数(0.094),故产业结构合理化在数字经济影响生态效率的过程中表现为部分中介效应,中介效应值为0.018。综上可知,数字经济可以通过优化产业结构作用于城市生态效率,并且在产业结构升级中,产业结构高级化发挥的传导机制作用比产业结构合理化更为明显。

表5 分步中介效应检验分析结果

变量	被解释变量			
	lnLS(1)	lnEE(2)	lnTLD(3)	lnEE(4)
lnDE	0.617***(9.40)	0.051**(1.16)	0.466***(5.93)	0.076**(1.73)
lnLS		0.071*** (5.11)		
lnTLD				0.041*** (3.54)

lngdp	-0.352***(-6.25)	0.343*** (9.18)	-0.197**(-2.92)	0.326*** (8.76)
lnpm	0.052** (2.68)	0.082*** (6.41)	0.170*** (7.28)	0.079*** (6.08)
lnur	0.268** (3.07)	-0.816***(-14.22)	0.664*** (6.37)	-0.824***(-14.23)

续表 5

变量	被解释变量			
	lnLS(1)	lnEE(2)	lnTLD(3)	lnEE(4)
Intep	-0.009(-0.44)	-0.016(-1.19)	0.262*** (11.05)	-0.027*(-2.01)
lnlf	0.167** (2.83)	-0.235***(-6.03)	0.471*** (6.66)	-0.242***(-6.15)
lnfdi	0.096*** (9.05)	-0.002(-0.31)	0.036** (2.81)	0.003(0.45)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	4.736*** (7.82)	-1.564***(-3.88)	4.068*** (5.62)	-1.397***(-3.48)
R ²	0.145	0.169	0.287	0.193
N	2280	2280	2280	2280

为增强中介效应机制分析结果的稳健性，本文还进行了 Sobel 检验和 Bootstrap 分析，分析结果见表 6。Sobel 检验和 Bootstrap 分析结果均在 5%水平下显著，故产业结构升级在数字经济对生态效率的影响中起到中介作用，假设 2 成立。

表 6 Sobel 检验和 Bootstrap 法中介效应检验结果

中介变量		产业结构高级化	产业结构合理化
Sobel 检验	Sobel 值	0.034*** (Z=3.969)	0.009** (Z=2.34)
	中介总效应值	0.466	0.203
Bootstrap 法	95%置信区间	[0.015, 0.058]	[0.0002, 0.0483]
	中介效应值	0.0262** (1.43)	0.0257** (2.09)

(四) 稳健性检验

为检验本文实证结果的稳定性，主要采用三种方法：其一，采用分阶段回归方法：2015 年 7 月，以《国务院关于积极推进

“互联网+”行动的指导意见》为重要开端，数字经济的发展上升到了国家战略高度，自 2016 年开始呈蓬勃发展态势，故为检验回归结果的稳健性，将本文的样本按时间划分为 2011-2015 年和 2016-2018 年，得出分样本回归结果，具体见表 7 的(1)和(2)列。分阶段回归结果表明，数字经济对生态效率的影响方向及显著性未发生实质性变化，表明回归结果是稳健的。其二，通过替换核心解释变量来进行稳健性检验，采用熵值法对腾讯研究院发布的《中国互联网+指数报告》(2015-2018)中测算出的互联网+综合指数与互联网发展水平进行整合得出新的数字经济发展水平指数，代入原固定效应模型中，基准回归结果见表 7 第(3)列，结果显示数字经济的估计系数依然显著为正，故数字经济促进了城市生态效率提升的研究结论是稳健的。其三，基于内生性问题的稳健性检验。由于本文的核心变量数字经济是涵盖普惠金融和互联网发展水平两方面的综合性指数，在整合过程中可能导致由于计量误差而产生的内生性问题。此外本文虽已对经济发展水平、技术水平等多个可能对生态效率产生影响的变量予以控制，但是生态效率可能还存在其他潜在因素的影响，在模型构建过程中难以将其全部包含模型中，而未考虑的因素均被纳入误差项中，这也有可能产生内生性问题。故为解决上述问题，引入数字经济的滞后一期和滞后两期作为工具变量，采用广义矩估计(IV-GMM)方法进行内生性检验。并且，为考察工具变量的有效性，本文选用 Kleibergen-Paaprk LM、Cragg-Donald Wald F 和 Hansen J 统计量对不可识别(Underidentification)、弱工具(Weak instruments)以及过度识别等问题进行检验。检验结果显示本文的工具变量是有效的，并且第二阶段的回归结果(见表 7 第(4)列)显示，在考虑了内生性问题后，数字经济与生态效率之间的效应依旧显著为正，与前文的回归结果一致。

表 7 稳健性检验结果

变量	(1)2011-2015	(2)2016-2018	(3)变量替换	(4)ivreg
lnDE	0.119*** (4.16)	0.090** (0.98)	0.067** (2.08)	0.084* (1.67)
lngdp	0.249*** (4.54)	0.367*** (5.71)	0.401*** (7.41)	0.482*** (13.85)
lnpm	0.091*** (4.28)	0.108*** (4.04)	0.099*** (5.40)	0.110*** (8.06)
lnur	-0.813*** (-7.00)	-0.327*** (-3.52)	-0.736*** (-9.43)	-0.803*** (-11.89)
ln tep	0.019 (1.10)	-0.051 (-1.87)	-0.026 (-1.45)	-0.003 (-0.21)
lnlf	-0.235*** (-4.14)	0.002 (0.23)	-0.154** (-2.84)	-0.017 (-1.90)
lnfdi	-0.235*** (-4.14)	0.0025 (0.28)	-0.001 (-0.10)	0.010 (1.30)
常数项	-0.519** (-0.91)	-3.314*** (-4.39)	-2.333*** (-4.75)	-3.049*** (-6.57)
R ²	0.174	0.154	0.185	0.183
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	
Kleibergen-Paaprk LM				544.500 [0.0000]
Cragg-Donald Wald F				显著性水平不超过 15%
Hansen J				0.851 [0.356]
N	1425	855	1140	1710

六、结论与政策建议

数字经济作为一种新的经济形态，对推动我国经济高质量发展具有重要的意义。生态效率强调环境效益和经济效率的统一，生态效率的提升意味着以较少资源投入、低污染排放创造高经济产出，故而发挥数字经济在提升生态效率中的积极效应，是实现经济和生态协调发展的重要途径，也是优化经济发展质量的必然要求。本文基于 2011-2018 年中国 285 个城市的面板数据实证研究了数字经济对生态效率的影响及其内在机制，得出如下结论：首先，基于固定效应的基准回归模型表明，数字经济能够有效提升城市的生态效率，并且通过替换核心解释变量、分阶段回归以及引入工具变量等稳健性检验，该结果仍然成立；其次，数字经济对生态效率的影响存在显著的区域异质性特征，数字经济对中部地区的生态效率的改善释放的红利最大，东部地区次之，数字经济红利在西部地区尚未显现；第三，优化产业结构，促进产业结构高级化、合理化是数字经济改善生态效率的作用机制，意味着数字经济驱动下的产业结构优化升级是提升城市生态效率的重要途径。

基于上述结论，本文提出如下政策建议：(1) 数字经济作为一个能够提升城市生态效率的有效途径，应通过强化数字化设施建设、深化数字经济与实体经济两者间的融合发展来进一步释放数字经济为改善生态效率、促进绿色发展带来的红利优势。(2) 充分考虑数字经济对生态效率提升效用的异质性特征，因地制宜实现经济和生态的协调发展。考虑到数字经济对中部地区生态效率的改善作用最为明显，这表明经济基础较差的地区有机会在数字经济发展方面取得突破，有望通过数字经济发展带动生态效率的提升实现“弯道超车”，故中部地区应抓住这一机遇，把数字经济作为区域经济竞争中追赶超越的新引擎；东部地区利用其经济优势实现了数字经济的巨大发展，但是在生态效率提升层面的解释力却稍次于中部地区，故东部地区须结合数字经济的高成长型特征，通过加强数字经济与实体经济的融合，推动区域内数字经济的持续发展以保持其在改善生态效率方面的优势；西部、东北部地区属于数字经济低水平区域，其对生态效率的提升效用尚未明朗化，故需借助自身的资源优势，通过引进人才和技术，打造特色数字产业，以释放数字经济在改善生态效率方面的红利。(3) 强化产业结构转型升级，充分发挥产业结构高级化和产业结构合理化在促进数字经济对生态效率提升中的积极效用，进一步通过改造传统产业、促进新兴产业形成以及重塑需求端来促进数字经济对产业结构升级的驱动作用，进而提升城市生态效率，推进生态与经济的协调发展，逐步实现“经济生态化”以及“生态经济化”的高质量发展之路。

参考文献：

- [1] 张于喆. 数字经济驱动产业结构向中高端迈进的发展思路与主要任务[J]. 经济纵横, 2018(09):85-91.
- [2] 刘长庚, 张磊. 中国经济增长的动力: 研究新进展和转换路径[J]. 财经科学, 2017, (1):123-132.
- [3] 张鹏. 数字经济的本质及其发展逻辑[J]. 经济学家, 2019(02):25-33.
- [4] 王伟玲, 王晶. 我国数字经济发展的趋势与推动政策研究[J]. 经济纵横, 2019(01):69-75.
- [5] 李香菊, 刘硕, 姚琴. 数字经济背景下税收征管体系的国际经验与政策建议[J]. 经济体制改革, 2020(01):156-163.
- [6] 姜松, 孙玉鑫. 数字经济对实体经济影响效应的实证研究[J]. 科研管理, 2020, 41(05):32-39.
- [7] 林宇豪, 陈英葵. 数字经济与产业结构升级——基于要素流动视角下的空间计量检验[J]. 商业经济研究, 2020(09):172-175.
- [8] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019(07):119-136.

-
- [9]郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界, 2016(10):34-49.
- [10]安同良, 杨晨. 互联网重塑中国经济地理格局: 微观机制与宏观效应[J]. 经济研究, 2020, 55(02):4-19.
- [11]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.
- [12]王梦菲, 张昕蔚. 数字经济时代技术变革对生产过程的影响机制研究[J]. 经济学家, 2020(01):52-58.
- [13]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(09):5-22.
- [14]中国社会科学院工业经济研究所课题组, 史丹. “十四五”时期中国工业发展战略研究[J]. 中国工业经济, 2020(02):5-27.
- [15]周清香, 何爱平. 数字经济赋能黄河流域高质量发展[J]. 经济问题, 2020(11):8-17.
- [16]黄建欢, 方霞, 黄必红. 中国城市生态效率空间溢出的驱动机制: 见贤思齐 VS 见劣自缓[J]. 中国软科学, 2018(03):97-109.
- [17]宋洋. 经济发展质量理论视角下的数字经济与高质量发展[J]. 贵州社会科学, 2019(11):102-108.
- [18]钞小静, 任保平. 中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析[J]. 经济研究, 2011, 46(04):26-40.
- [19]荆文君, 孙宝文. 数字经济促进经济高质量发展: 一个理论分析框架[J]. 经济学家, 2019(02):66-73.
- [20]佟林杰, 郭诚诚. 大数据权力扩张、异化及规制路径[J]. 商业经济研究, 2019(04):190-192.
- [21]杨慧玲, 张力. 数字经济变革及其矛盾运动[J]. 当代经济研究, 2020(01):22-34, 112.
- [22]祝合良, 王春娟. 数字经济引领产业高质量发展: 理论、机理与路径[J]. 财经理论与实践, 2020, 41(05):2-10.
- [23]庄贵阳, 丁斐. 新时代中国生态文明建设目标愿景、行动导向与阶段任务[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2020, 20(03):1-8.
- [24]Yang, J., Li, X. M., & Huang, S. J. Impacts on environmental quality and required environmental regulation adjustments: A perspective of directed technical change driven by big data[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 275(1):124-126.
- [25]郭海, 李永慧. 数字经济背景下政府与平台的合作监管模式研究[J]. 中国行政管理, 2019(10):56-61.
- [26]陈晓红. 数字经济时代的技术融合与应用创新趋势分析[J]. 社会科学家, 2018(08):8-23.
- [27]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(03):24-30.

[28]沈运红, 黄桁. 数字经济水平对制造业产业结构优化升级的影响研究——基于浙江省 2008—2017 年面板数据[J]. 科技管理研究, 2020, 40(03):147-154.

[29]韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业结构优化升级改进生态效率了吗?[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33(04):40-59.

[30]陈林心, 何宜庆, 程家鼎. 创新、创业与生态效率提升研究——基于长江中游城市群的空间面板模型[J]. 华东经济管理, 2016, 30(10):87-94.

[31]Holdren, J. P. & Ehrlich, P. R. Human population and the global environment[J]. American Scientist, 1974, 62(3): 282-292.

[32]Dietz, T., & Eugene, A. R. Effects of population and affluence on CO2 emissions[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 1997, 94(1):175-179.

[33]Andersen, P., Petersen, N. C. A procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis[J]. Management Science, 1993, 39(10):1261-1264.

[34]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, 46(05):4-16, 31.

[35]阳立高, 龚世豪, 韩峰. 劳动力供给变化对制造业结构优化的影响研究[J]. 财经研究, 2017, 43(02):122-134.

[36]傅勇. 财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给[J]. 经济研究, 2010(8):4-15.

注释:

1 G20 杭州峰会公报。 <http://www.ccpit.org/>

2 区域划分依据:按照《中国统计年鉴》的地理区域划分方法,其中东部地区包括北京、上海、天津、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南 9 个省区,西部地区包括内蒙古、陕西、四川、西藏、青海、新疆、宁夏、贵州、云南、甘肃、广西、重庆 12 个省区,中部地区包括河北、河南、安徽、山西、江西、湖南、湖北 7 个省区,东北部地区包括黑龙江、吉林、辽宁 3 个省区。