

数字经济、城市经济韧性与碳排放

林雨航, 姚 壮

西南民族大学经济学院, 四川 成都

收稿日期: 2024年10月8日; 录用日期: 2024年10月29日; 发布日期: 2024年12月19日

摘 要

数字经济作为一种实现经济增长和节约能源双赢的必要手段, 随着世界经济不确定性的加剧, 数字经济的减污降碳效应也会受到影响, 城市经济韧性的出现为解决这一难题提供了思路。本文基于2011~2019年的278个地级市的数据, 分析了在城市经济韧性视角下, 数字经济与碳排放量的相关性。研究得出: 一方面, 数字经济显著抑制碳排放量, 数字经济通过城市经济韧性进一步抑制碳排放量即城市经济韧性越高的城市, 该抑制作用就越突出, 反之。另一方面, 数字经济对城市碳排放量的影响因区域内经济发展水平、数字经济建设、政府对外投入、能源消耗、技术创新和金融业发展而异。我们进一步验证了中介效果的稳健性, 对于内生性问题, 本文通过构造多个工具变量并采用UCI置信区间估计法和敏感性分析验证基准回归结果的稳健性。

关键词

数字经济, 城市经济韧性, 碳排放, 企业行为预期, 减污降碳

Digital Economy, Urban Economic Resilience and Carbon Emissions

Yuhang Lin, Zhuang Yao

School of Economics, Southwest Minzu University, Chengdu Sichuan

Received: Oct. 8th, 2024; accepted: Oct. 29th, 2024; published: Dec. 19th, 2024

Abstract

As a necessary means to achieve a win-win situation of economic growth and energy conservation, the digital economy's pollution reduction and carbon reduction effects will also be affected with the increasing uncertainty of the world economy. The emergence of urban economic resilience provides ideas for solving this problem. This article is based on data from 278 prefecture level cities from 2011 to 2019, analyzing the correlation between digital economy and carbon emissions from

the perspective of urban economic resilience. Research has shown that, on the one hand, the digital economy significantly suppresses carbon emissions, and the digital economy further suppresses carbon emissions through urban economic resilience. That is, cities with higher urban economic resilience have a more prominent inhibitory effect, and vice versa. On the other hand, the impact of the digital economy on urban carbon emissions varies depending on the level of regional economic development, digital economy construction, government external investment, energy consumption, technological innovation, and financial industry development. We further verified the robustness of the mediation effect. For endogeneity issues, this paper constructs multiple instrumental variables and uses UCI confidence interval estimation method and sensitivity analysis to verify the robustness of the benchmark regression results.

Keywords

Digital Economy, Urban Economic Resilience, Carbon Emissions, Corporate Behavioral Expectations, Reduce Pollution and Carbon Emissions

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

全球气候变化开始受到了世界各国的重视, 人类活动造成的温室气体过度排放是气候变暖主要原因, 鉴于中国身为世界第二大经济体, 世界最大的碳排放国家, 应承担减污降碳的责任, 因此中国提出在 2030 年实现“碳达峰”与 2060 年“碳中和”的双碳目标, 结合中国现有的经济发展趋势, 在低碳发展和应对气候变化中城市已经逐渐成为必不可少的责任主体和行动单元。因此, 如何减缓中国城市的碳排放的问题, 推动疫情后世界经济“绿色复苏”, 对于中国经济增长模式的转型提供了重要的政策支持。第一, 随着全要素的碳排放量增长所涵盖了碳排放量和燃料要素[1], 节能降碳直接提高了全要素碳排放绩效。要素投入的增加和要素生产率的提高作为判断经济体是否长期增长的有利证据[2], 国民经济的持续高质量发展得益于有害气体排放量的降低、投入要素有效利用率的提高。第二, 面对能源环境恶化和经济增长的困局, 经济结构转型和绿色科技发展是实现节能减排与经济发展“双赢”的有力途径, 二者带来的边际效用在实现经济高质量发展中发挥着不可忽视的作用[3]。其中减污降碳有利于生产资源的重新分配, 促进资源的组合方式多样化、合理化甚至高级化, 导致就业结构, 产业结构向高级化和合理化过渡, 最终致使经济结构变迁。经济制度、经济结构、生产要素是经济结构变迁打破经济增长与环境困局的三大法宝[4]。打造环境友好型的低碳经济模式, 加速中国经济社会的绿色低碳转型, 搭建绿色、零碳、可持续发展的经济体系, 为人民群众打造一个健康美好的生活环境, 最终落实绿色低碳的红利具有重要现实意义。

近年来, 党的二十大报告将数字经济发展上升为国家战略, 对推进数字中国、数字经济、数字政府、数字社会规划和建设做出了重要部署。数字经济对环境质量的改善一直是经济研究的热点问题。从宏观层面, 通过数字经济对周边城市的碳排放具有正外部空间溢出效应, 在空间分布上通过“集聚效应”将散落分布的产业聚集在数字经济发达的地区尤其是长江三角洲地区、珠三角地区或者粤港澳大湾区等; 数字经济推动数字传播技术的发展, 将关于污染的搜索量数据[5]及关于雾霾舆论[6]的网络信息的非正式环境规制进行信息传播, 引导公众形成绿色环保理念, 进而缓解城市污染。数字经济不断提高产业数字

化和数字产业化的程度, 借由二者达到减排增效的作用并且作用于技术进步和能源结构两个渠道。从微观层面, 企业数字化转型以数据发挥该要素自由流动和优化配置的作用以打破体制障碍, 降低监管风险、商业风险和技术风险, 摆脱对传统经营管理模式的路径依赖[7]。其实, 数字化转型不仅使得产业链供应链韧性和集中程度提高, 促进倒逼效应(供应商响应客户创新需求和供应商数字化转型)和知识、技术创新的溢出[8]改变了企业决策方式、运营模式和组织战略而且促进全要素生产率, 人力资本结构的升级, 缩小了企业内部的收入差距。特别是在“双碳”背景下, 从企业内部建设方面由供应链优化和绿色技术创新两个机制推动数字化转型与绿色低碳转型的深度融合; 从外部环境出发, 市场行为[9]、政府补贴[10]让绿色技术成为企业数字化转型的“加速器”, 所以数字经济也被认为是实现零碳经济的重要路径, 为建设环境友好型的低碳经济模式做出相应贡献。

中国经济发展已经迈入“高质量”发展攻坚阶段, 要面对不可避免的外部冲击还要警惕诸多的内部风险: 中国内部各地区空间格局正发生巨大的演化变动, 资源重新配置、城市兴衰更替, 将导致严重的区域发展不平衡。一部分人认为经济韧性可以在任何时期抵御外部冲击, 而且当经济体受到冲击后能够重新进行资源配置优化, 适应冲击带来的负面影响, 恢复原有状态并推动产业结构转型。目前学术界鲜有研究数字经济能否影响经济韧性。一部分研究认为数字经济在企业层面可以对韧性产生正向影响, 企业作为城市发展的微观主体, 企业数字信息化程度上升, 缓解涉案企业遭受的负面冲击, 有助于降低既有产品的出口成本和扩展新的出口市场和出口产品多元化发展[11], 从出口风险抵御能力、冲击后出口恢复程度以及出口恢复速度 3 个维度[12]上实现韧性提升; 企业间的数字化协同有助于在产业链群体中产生上下游联动效应[13], 降低了供应链内外部上下游企业的集中度, 推动供应链配置多元化, 缓解了供应链的“牛鞭效应”, 对供应商企业具有扩散作用并且产生正向信息溢出效应。另一部分研究认为数字经济可能会对企业行为产生负面影响, 削弱经济韧性数字化转型依托强化价格竞争机制但没有达到预期效果即推动企业出口从价格竞争成功转向非价格竞争, 反而会导致出口企业“结构性失衡”进一步陷入“低加成率陷阱”[14], 随着数字经济与金融产业的深度融合, 在金融产业中的科技企业会受到金融市场系统性风险和金融不确定性的负外部性影响[15]这会对经济韧性造成冲击。综上所述, 企业行为和城市经济韧性之间存在紧密联系: 企业行为会对产业结构, 产业链地理分布, 溢出效应, 供应链等方面产生不同程度的影响, 最终会对整个城市甚至区域经济的韧性造成不可估量的影响, 所以从企业视角出发, 数字经济对碳排放的影响也无法忽视城市经济韧性这一因素。因此, 本文主要在城市层面考察了数字经济发展能否以城市韧性作为研究机制进而抑制碳排放。

本文利用 2011~2019 年中国 278 个地级城市的综合性数字经济发展水平, 城市经济韧性以及城市碳排放的度量指标, 从而考察了在城市经济韧性机制下, 数字经济发展对城市碳排放的影响。实证结果表明, 数字赋能可以有效抑制城市碳排放, 而城市经济韧性则是其中的重要影响机制。而且, 数字经济能相对有效抑制城市碳排放, 主要体现在地区经济发展水平较高, 数字经济发展水平较低, 对外贸易较成熟, 能源消耗较高, 技术创新较高的城市。此外, 基于城市经济韧性综合指标, 调节效应表示在城市韧性越高的城市, 数字经济对于碳减排的抑制作用更明显, 城市韧性越低则相反。在内生性检验中, 用二氧化硫和工业废水排放量更换被解释变量二氧化碳排放量得出与上文一样的结论, 同时更换实证模型做进一步稳健检验, 最后采用工具变量法利用 1984 年末邮电局数, 电话机数, 邮电业务总量, 每百万人邮局数, 1984 年每百人固定电话数分别与核心解释变量数字经济发展水平做交互项替换数字经济发展水平, 结论依然稳健。本文的主要贡献有以下方面: 第一, 在数字经济方面, 本文采用赵涛等[16]的做法构建了有关数字经济的 6 个方面的指标通过熵值法将以上 6 个指标的数据标准化降维处理, 计算出数字经济发展水平并通过理论分析并建立了数字经济与城市韧性之间存在微观即企业层面的联系, 丰富了二者作用

的研究; 第二, 在碳排放方面, 我们通过调节效应发现在城市经济韧性越高的地方, 数字经济对碳排放的影响越显著; 反之, 扩展了现有碳排放的研究。第三, 在实证方面上, 本文探讨了选择采用双向固定效应为最优, 其次采用结构方程法, 两步法, sobel 检验以及 bootstrap 自抽样作为中介效应的分析方法并通过计算出直接效应、总效应等以检验中介结果稳健性, 最后采用多个外生变量如 1984 年末邮电局数, 电话机数, 邮电业务总量等与数字经济相乘作为工具变量, 更换被解释变量, 以及用置信区间集合方法 (UCI) 进一步验证了该结论的稳健性。

2. 理论机制与研究假说

2.1. 数字经济对碳排放的影响

近年来, 数字经济为经济高质量发展注入了活力、构筑国与国之间竞争的比较优势、依托我国大市场优势, 促进国际合作, 实现互利共赢。数字经济的发展对市场交易效率中起到不可忽视的作用, 数字技术与传统产品融合衍生出了数字产品, 由于该产品边际成本为零, 可以在不用付出任何成本的情况下进行复制即降低了复制成本[17]; 数字化转型更好地输出有效信息和处理错误信息, 能够提高市场交易双方传递信息的效率[18]强化“供给-需求”两侧的衔接, 增强交易双方的市场积极预期, 同时数字化对于企业外部也具有重要经济意义, 可以使供应链上下游企业之间共享信息[19], 实现市场活跃度的提高, 有利于生产要素等资源的调配, 从而收集和整合信息的效率受到大数据及互联网普及的正向作用, 推动了创新要素如高新企业、高端人才、研发资本等的集聚, 进一步推动技术多样性和技术相关性, 技术创新能力的提升增加了市场对技术的需求, 逐步淘汰高耗能、高污染企业, 从而降低碳排放使得能源利用效率提高, 达到降碳增效的作用效果。通过不断升级信息工具, 降低了搜寻成本、复制成本、运输成本、追踪成本和验证成本, 节省生产交付各环节中的可用资源, 提升了数据作为新生产要素的投入产出效率; 将数字技术和数字要素渗透到社会各个领域, 加速了经济社会结构由工业经济向数智经济的转化, 由此带来整个经济运营模式的重大变革。数字经济促进产业结构优化, 降低了能源消耗, 提高了能源利用从而降低碳排放。然而, 现有研究还没有对数字经济的碳排放影响达成共识。因此, 科学评估数字经济对碳排放的影响, 不仅是全面符合中国经济达到高质量发展的客观需求, 也是确保提前或如期实现“30·60”双碳目标的必然要求。目前一部分研究发现数字经济的高耗能特性决定了数字经济无法改善碳排放[20], 这是由于当前中国的数据资源融合不深入, 数字基础设施建设不完善, 缺乏相适应的相关制度环境, 国民数字素质低下以及平台型企业垄断。数字产业和云服务器以大量二氧化碳的排放为代价进行运作。一些研究精确测算得出中国比特币产业碳排放量将预计在 2024 年增长到 1.31 亿吨, 耗能 296.59 太瓦时, 中国数字行业的碳足迹近年来呈现大幅上升趋势。同时全国数据中心用电量预计在 2025 年占全社会用电量的比重将达到 5%, 到 2030 年全国数据中心耗电量将提升至约 4000 亿千瓦时。但是事实真是如此吗? 对于数字技术研究的诸多分歧原因在于忽视了数字产业的技术溢出、对能源系统的转型升级和对经济资源的调整等效应, 只关注数字产业高耗能这一特点进而低估其对碳排放的影响。相反其他一些研究从宏观和微观角度分别得出数字经济对碳减排具有抑制作用, 在宏观方面, 采用宏观数据从数字经济对碳排放的外部效应和内部机制进行探索。在企业层面, 数字技术对企业赋能转型使得生产力得到了改善, 大幅提高企业员工生产效率, 改变组织传统生产方式, 向环保、节能、高效的商业模式和经营方式转变[21], 更符合当前绿色经济发展的目标, 促进了环境绩效、经济绩效、绿色创新绩效。其中最为突出的行业是制造业, 考虑到制造业的规模效应和关联效应, 制造业所在地区的产业呈现出多样化的趋势, 数字技术的传播有助于各行各业的数字技术共享, 推动了企业治理生产污染的能力, 为企业能源利用低效等难题提供了解决方案同时数据作为新兴要素与传统要素作用时促进数字人才、研发要素以及创新要素集聚, 推动数字产品, 数字行业的兴起; 数字创新带来的技术溢出和技术创新效应能快速、高效和精准的匹配

到各个上下游产业,通过企业间的经济联系,数字技术带来的红利可能首先影响相关制造业,形成紧密联系和互动、高协同性的产业集群,再通过产业链的关联效应影响其他上下游行业企业的生产行为,促进制造业绿色化转型[22]。基于上述分析,提出如下假设:

假设 1: 数字经济对碳减排具有正向促进作用。

2.2. 数字经济与城市经济韧性

本“rsilio”在拉丁文中是“韧性”(resilience)的起源,被译为“回复到原始状态”,表示系统或个体在受到外来冲击或扰动后恢复到受到冲击之前状态的能力,强韧性的区域经济体可以更快地恢复到遭受外部冲击的状态或者通过资源的重新配置开辟一条新的路径[23],随着研究的深入,不少文献将经济韧性根据经济韧性的作用范围划分为区域经济韧性和行业或产业集群韧性。对经济韧性的度量和其影响因素也是学界关注的重点,一些研究运用 shift-share 分解方法探索了经济韧性的由来,依据时空分布的异质性,参照经济、社会、生态、基础设施等 4 个体系将中国各地级市以上城市韧性进行测度指标体系构建并评估[24],发现经济韧性会受到产业结构、社会资本、政策和制度环境、文化等因素影响[25]。数字经济带来的红利分配失衡很可能导致各地区之间经济发展不平衡进而造成严重的社会动荡,而城市经济的韧性出现将作为一个很好的切入点,抑制数字经济带来的负外部效应,阻碍数字鸿沟的扩大,充分发挥数字经济实现规模经济和范围经济。目前为止,现有文献从案例研究和实证回归两种方法展开,数字经济对城市经济韧性的效应主要分为直接效应、间接效应、空间效应。对于直接效应,数字经济可以降低跨时空交易的成本,充分利用各类生产资源要素和借助数字平台或者相关数字产品实现市场供求双方统筹调整、精准对接和高效生产,激发城市经济体系的创新动力,使得城市经济韧性对外部冲击的适应和恢复能力升级。数字经济可以提高要素资源重组能力及运行效率,以技术溢出等方式促进经济良好发展并提升了经济体的供求能力,数字经济通过其创新能力、衍生产品的广泛应用、对外部冲击时的预防作用以及遭受在冲击后恢复的作用推动城市经济韧性水平。在空间效应,数字经济活动具有高渗透的特点,通过数字基础设施不仅对地区内部具有影响还通过其溢出效应增强该周边城市地域的经济发展,优化该地区产业的空间布局,扩展经济活动范围和深化其影响。在间接效应,数字经济使区域新经济部门较容易把握外部环境变化,通过快速整合创新资源以完成区域经济的转型。数字化新范式让信息化、网络化、数字化等已成为新经济部门发展的基点,创新型新经济部门具有较强的自我调整能力,吸引高认知的劳动力资本所产生的收入效应,有助于人才储备,稳住市场消费内需,通过增强抵御外部冲击以及生产优质生产要素的能力,建立与城市经济韧性的紧密联系。数字技术的高渗透力、高创新力模糊了产业边界,使得高端产业逐步成为主导产业,从而对产业结构产生正向作用;数字经济加快经济增长新旧动能转换,激发产业组织创新动力,创造比较优势,扩展创新路径;数字产业的发展使得高技能人力资本积累成为数字产业推动城市发展的主要生产要素,新人口红利有利于资源配置重新组合,生产要素集聚,提升生产效应。从而提高城市经济韧性。基于上述分析,提出如下假设:

假设 2: 数字经济通过城市经济韧性对碳减排具有促进作用。

3. 研究设计

3.1. 研究样本与数据来源

本文选取 2011~2019 年的 278 个地级市作为研究样本。除了数字普惠金融水平来自于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制郭峰等[26],其余相关数据来源于均来自《中国城市统计年鉴》、部分地级市统计年报,部分样本缺失值采用线性插补法并对除了核心解释变量以外的变量进行对数化处理。

3.2. 主要变量定义

3.2.1. 二氧化碳排放量

人类活动是导致全球气候变化的主要原因。温室气体的排放主要来源于城市中人类活动, 城市作为人类的集聚地, 对于其低碳化发展在实现全球减排目标中发挥至关重要的作用。过去郭朝先通过对碳排放要素进行分解并评估指出能源结构和产业结构对于碳排放中占据重要作用[27]; 吴贤荣等从中国 24 个省份对农业中碳排放进行测算并研究了变动趋势和跨地区差异[28]; 程叶青等探究了能源消耗二氧化碳排放的空间分布以及趋势以及影响因素[29], 由于上述研究碳排放测算主要集中在省级层面, 没有更加细分碳排放的主要来源或者对于碳排放的来源范围界定在个别行业无法更全面包含所有行业。因此如何科学地测算城市碳排放量、编制城市碳排放清单成为了研究的重点, 但目前为止学界仍然对于城市边界的界定标准及所使用的测度方法无法达成一致。本文借鉴了吴建新和郭智勇[30]、Glaeser 和 Kahn [31]和 Li 等做法, 得到碳排放量。

3.2.2. 数字经济水平

本文结合城市层面相关数据可获得性借鉴赵涛等[16]的做法, 将数字经济分为每百人互联网用户数、计算机服务和软件从业人员占比、人均电信业务总量、人均邮政业务、每百人移动电话用户数、数字普惠金融指数等六个指标可以很好地衡量各个城市的数字经济发展水平并采用熵值法计算出地级市数字经济发展水平(ie)。

3.2.3. 城市经济韧性

Martin 和 Capello 等[23]采用就业率或者地区 GDP 增长率直观地反映了该地域经济在经历抵抗、调整、恢复和转型四个时期抵抗外部冲击和恢复原先状态的能力但这种做法采用区域经济韧性(rrc)包含抵抗力、恢复力、调整力、转型力四个维度[32], 无法更全面, 从多维度来体现经济韧性, 因此本文参考丁建军等的做法[33]构建城市经济韧性指标。

3.2.4. 控制变量

根据现有相关文献, 本文还控制了参考数字经济和二氧化碳的文献, 为了更加全面地分析数字经济对二氧化碳排放的作用, 还需要设定对二氧化碳可能产生影响的控制变量: 基础设施(road), 用城市人均道路面积; 城市化水平(urban), 用非农人口占比表示; 城市人口规模(popu)用城市常住人口(万人); 技术创新(apply), 用地级市专利申请数表示; 经济发展水平(pgdg)用人均地区经济发展生产总值; 产业结构(indus)用第三产业占比表示; 金融发展水平(fin)参考沈红波等[34]等的做法用各个城市的机构存贷款余额/地区生产总值表示; 对外商投资(fdi), 用当年实际使用外资/地区生产总值; 能源消耗(ei)根据全社会用电量、煤气天然气供应量和液化石油气供应量折合成吨标准煤进行计算, 并根据实际 GDP 计算出了能源效率数据。同时控制变量的筛选除了参考过去的文献采用了线性交叉验证 lasso、线性自适应 lasso、弹性网三种方法进行预测, 并且检验三个模型拟合优度。此外, 本文使用跨越式算法[35] [36]进行线性回归的变量选择, 该算法根据信息标准解决了最具预测性的变量子集同时展示了每个自变量在预测模型中对于被解释变量的优质相关性的顺序。结果显示线性交叉验证 lasso、线性自适应 lasso、弹性网样本的预测性能相同。并且样本外均方误差和 R-squared 均相同, 考虑跨越式算法得出所有控制变量优劣顺序。

3.2.5. 构建模型

为了验证前文提出的假设 1, 构建模型一:

$$CO_{2it} = \alpha_0 + \alpha_1 ie_{it} + \alpha_2 X_{it} + \omega_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中式 1, i 表示城市, t 表示年份。 CO_{2it} 表示城市 i 在 t 年份的二氧化碳排放程度, 表示城市 i 在 t 年的

数字经济发展水平， X_{it} 表示城市层面控制变量， σ_t 表示时间固定效应， ω_i 表示城市个体固定效应， ε_{it} 表示随机扰动项， α_0 表示常数项， α_1 和 α_2 表示模型估计参数。其中， α_1 表示数字经济发展水平对城市二氧化碳排放量的作用效果， α_2 表示其余控制变量对城市二氧化碳的作用效果。

为了验证假设 3，构建模型二：

$$\lnrrc_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 ie_{it} \sum \lambda X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$\ln CO_{2it} = \chi_0 + \chi_1 ie_{it} + \chi_2 \lnrrc_{it} + \sum \lambda X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon \tag{3}$$

式 2 和式 3 中 $\lnrrc$ 表示中介变量， ie 表示核心解释变量， $\ln CO_2$ 表示被解释变量， μ_i 表示个体固定效应， μ_t 表示时间固定效应， ε_{it} 表示扰动项。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计分析

表 1 中是本文主要变量的描述性统计结果。由于有部分数据缺失，所以各个观测数均有差别。其中二氧化碳排放量($\ln CO_2$)与数字经济(ie)均呈现“标准差较小”，二氧化碳排放量均值较大为 6.34，标准差相较于其余变量较大为 1.03 说明二氧化碳的排放量在各城市之间差距较大，数字经济均值与标准差较小分别为 0.09 和 0.06 说明各地区之间数字经济发展水平差距较小，从控制变量看，不同地级市在地区经济发展水平($\ln pgdp$)、对外商投资($\ln fdi$)、金融发展水平($\ln fin$)、基础设施($\ln road$)、能源消耗($\ln ei$)、城市人口规模($\ln popu$)、产业结构($\ln indus$)、城市化水平($\ln urban$)以及城市经济韧性($\ln rrc$)等方面也存在着明显的差异，其中人均 GDP 均值大，标准差较小而对外投资的标准差最大，均值也较大说明各个城市之间对外投资的程度差距较大。

Table 1. Descriptive statistics of main variables
表 1. 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
CO ₂ 排放量	2546	6.3402	1.0347	4.5035	8.2419
数字经济	2597	0.0946	0.0552	0.0102	8.2419
城市韧性	2547	-1.3442	0.2116	-1.8805	-0.2801
人均 GDP	2620	10.6879	0.5753	8.7729	13.0557
产业结构	2622	3.8101	0.2669	2.3609	4.4924
城镇化	2557	-0.6434	0.2776	-1.7065	0
基础设施	2574	2.7595	0.4355	0.3148	4.0955
人口规模	2556	5.8774	0.6916	3.1493	8.0671
对外商投资	2529	-4.9842	2.4855	-23.0259	-1.5529
能源消耗	2538	-2.3948	0.7575	-4.8072	0.7246
金融发展	2552	0.7931	0.4242	-0.5312	3.0588
技术创新	2622	7.5894	1.6582	0.6931	12.3879

表 2 中可以看出二氧化碳的排放量与数字经济、城市经济韧性、人均 GDP、城镇化、基础设施、人口规模、对外商投资、能源消耗、金融发展、技术创新都具有在百分之十水平的显著相关，而二氧化碳

的排放量与产业结构之间不存在显著相关性，综上所述，我国不同城市间发展不平衡现象是客观存在的。

Table 2. Correlation test of main variables
表 2. 主要变量的相关性检验

变量												
CO ₂	1.000											
ie	0.549*	1.000										
	(0.000)											
rrc	0.776*	0.747*	1.000									
	(0.000)	(0.000)										
gdp	0.696*	0.619*	0.820*	1.000								
	(0.000)	(0.000)	(0.000)									
indus	0.020	-0.237*	-0.066*	0.221*	1.000							
	(0.321)	(0.000)	(0.001)	(0.000)								
urban	0.624*	0.572*	0.765*	0.768*	0.061*	1.000						
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.002)							
road	0.168*	0.069*	0.159*	0.265*	0.122*	0.110*	1.000					
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)						
popu	0.430*	0.226*	0.428*	0.084*	-0.076*	0.020	-0.040*	1.000				
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.325)	(0.042)					
fdi	0.181*	0.079*	0.217*	0.174*	0.103*	0.158*	-0.008	0.361*	1.000			
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.686)	(0.000)				
ei	0.580*	0.282*	0.255*	0.265*	-0.046*	0.402*	0.085*	-0.245*	-0.169*	1.000		
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.022)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)			
fin	0.363*	0.494*	0.452*	0.165*	-0.469*	0.385*	-0.109*	0.146*	-0.044*	0.328*	1.000	
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.027)	(0.000)		
apply	0.712*	0.609*	0.831*	0.612*	0.015	0.559*	0.205*	0.660*	0.318*	0.127*	0.358*	1.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.447)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平。

表 2 中的 CO₂ 指 CO₂ 排放排放量、ie 指数字经济、rrc 指城市经济韧性、gdp 指人均 GDP、indus 指产业结构、urban 指城镇化、road 指基础设施、popu 指人口规模、fdi 指对外商投资、ei 指能源消耗、fin 指金融发展水平。

4.2. 基准回归检验

在估计之前，为了避免多重共线性，结果显示，平均 VIF 值为 4.14 小于 10，表明基准模型的各个变量之间不存在明显的多重共线性。本文在基准回归中加入稳健性(Robust)估计为了避免异方差对估计结果造成偏差的问题，表 3 报告了数字经济对城市二氧化碳排放影响效应的回归结果。其中，第(1)列是未考虑控制变量的估计结果，第(2)列是控制了城市、年份并加入控制变量固定效应的估计结果，而第(3)表示

控制了城市、年份并加入控制变量的随机效应的估计结果；为了进一步精准的解释数字经济对城市二氧化碳排放影响效应，究竟是选用固定效应，混合效应还是随机效应，本文先是进行了 F 检验和 LSDV 检验，结果显示固定效应优于混合效应，接着做了 xttest0 检验证实了随机效应优于混合效应，又做了豪斯曼检验和考虑常数项的豪斯曼检验，结果显示拒绝原假设即固定效应优于随机效应，但考虑到存在异方差的情况会使传统豪斯曼检验结果失效所以采用稳健的豪斯曼检验显示固定效应最优，因此为了避免截面相关，第(4)列则是在考虑异方差，截面相关以及自相关的固定效应，控制了城市、年份并加入控制变量的估计结果。(1)~(4)列结果显示，无论在何种情形下，ie 的回归系数均显著为负，一定程度上表明数字经济发展有利于抑制碳排放。尽管第一列 ie 回归系数为-1.73，后三列 ie 回归系数为-0.82 对碳抑制作用稍有下降但仍显著。本文的研究结论与研究假设一致同时也验证了城市数字经济的发展通过城市经济韧性这一作用机制，城市经济韧性会对该城市内部以及周边地区企业的企业行为产生影响，城市经济韧性为企业数字化转型提供了有效的外部环境，提高了数字经济对城市碳排放的抑制作用，下文的机制分析将对城市经济韧性机制深入展开探讨。

Table 3. Regression results of the relationship between digital economy and carbon emissions
表 3. 数字经济与碳排放关系的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂
ie	-1.727*** (0.291)	-0.815*** (0.193)	-0.815*** (0.205)	-0.815*** (0.0644)
lnrrc		0.457** (0.223)	0.457* (0.237)	0.457*** (0.151)
lnpgdp		0.462*** (0.0550)	0.462*** (0.0584)	0.462*** (0.140)
lnindus		0.0870 (0.0819)	0.0870 (0.0869)	0.0870 (0.0834)
lnurban		-0.0488 (0.0795)	-0.0488 (0.0844)	-0.0488 (0.0601)
lnroad		-0.00549 (0.0399)	-0.00549 (0.0423)	-0.00549 (0.0301)
lnpopu		0.346*** (0.100)	0.346*** (0.106)	0.346*** (0.0376)
lnfdi2		0.0118*** (0.00353)	0.0118*** (0.00374)	0.0118*** (0.00376)
lnei		0.805*** (0.0357)	0.805*** (0.0379)	0.805*** (0.0120)
lnfin		-0.0966** (0.0478)	-0.0966* (0.0507)	-0.0966* (0.0581)
lnapply1		0.0195	0.0195	0.0195*

续表

		(0.0227)	(0.0241)	(0.0111)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	5.207***	1.565	1.164	1.565
	(0.112)	(0.954)	(0.907)	(1.222)
观测值	2496	2496	2496	2496
R ²	0.909	0.911		

5. 稳健性检验

5.1. 内生性检验

内生性是本文不容忽视的重要问题,在模型估计当中并未对内生性问题做出探究,可能引发模型估计误差。内生性的主要原因在于:① 数字经济与碳排放之间存在反向因果关系;② 控制变量集可能并没有完全覆盖影响城市碳排放的所有经济因素;③ 存在样本选择偏误和自选择偏误。本文使用工具变量两阶段最小二乘法来减弱内生性。本文借鉴了黄群慧等[37]、赵涛等的方法[16]通过构造数字经济水平与1984年末邮电局数,电话机数,邮电业务总量,每百万人邮局数以及每百人固定电话数等截面数据相乘得到交互项作为工具变量分别表示为iv1~iv5,这5个工具变量既满足了与核心解释变量具有强相关性同时与扰动项存在外生性,由表4和表5的结果可以看出,工具变量满足相关假设,并且核心解释变量的系数值均为负且通过5%水平的显著性检验,与基准回归中的估计结果无明显差异,即验证了前文主要结论具有较好的稳健性。同时表6中本文通过替换被解释变量为二氧化硫排放量(SO₂)和工业废水(water)排放量,采用稳健性固定效应估计后发现,本文的研究结论依然成立。

5.2. 容忍不外生工具变量的内生性检验

但是现有文献使用的工具变量构造方法,存在诸多疑问能否满足严格外生的条件,我们不得而知,因此本文借鉴杨刚强等[38]的做法放松工具变量“严格外生”的这一假定,构建以下两阶段方程:

$$ie_{icpt-1} = \nu_0 + \nu_1 ie_{it} + \sum \lambda X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln CO_{2icpt} = \kappa_0 + \kappa_1 ie_{it-1} + \kappa_2 iv_{icpt-1} + \sum \lambda X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在式(4)、式(5)中,iv代表工具变量,代表扰动项。若 $\kappa_2 \neq 0$,表明iv并不严格外生;若 $\kappa_2 \approx 0$,表明iv近似外生。本文使用置信区间集合方法(UCI),在符合经济逻辑的前提下,预先给 κ_2 设置一个预期范围,再计算得到 κ_1 的点估计与置信区间。工具变量法的估计结果显示,ie的回归系数依然显著为负,第一阶段的F值为显著为正,工具变量的“相关性”得到满足。尽管如此,该工具变量的可靠性仍有待讨论。基于UCI方法得到iv1~iv5工具变量下的ie的置信区间分别为(-274006.09, -202.51)、(-4.18, 31)、(-12018794, -2163.54)、(-21769.34, -34.84)、(-657.50, -2.72)这表明即使在工具变量并不完全外生的前提下,iv2工具变量的可靠性值得商榷,但对于大多数工具变量ie依然显著抑制了lnCO₂。值得注意的是,现实中 κ_2 的分布和取值会发生变化,而非始终沿着本文所设定的某一区间变化。本文进一步汇报了各个ie的回归系数随着 κ_2 变动而变动的分布区间图。结果显示,尽管随着 κ_2 的增加,即工具变量的外生性越来越弱, κ_1 的系数出现了递减的趋势,但仍然始终显著为负,并且绝对值有持续增大的趋势。即使的 κ_2 值持续变化,ie对lnCO₂的影响也始终为负。最后本文进行敏感性分析综上所述,放松工具变量

的外生性条件是目前解决 iv 非完全外生的重要手段，即使尝试承认 iv 不完全外生后，前文的结论除了 iv2 仍然保持稳健。

Table 4. The first stage of instrumental variable least squares regression
表 4. 工具变量最小二乘回归第一阶段

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	ie	ie	ie	ie	ie
iv1	0.00183*** (0.0002)				
iv2		0.0000*** (0.0000)			
iv3			0.0000*** (0.0000)		
iv4				0.0086*** (0.0009)	
iv5					0.380*** (0.0358)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.673* (0.360)	-0.742* (0.416)	-0.665 (0.414)	0.116 (0.116)	-0.279 (0.187)
观测值	1984	1984	1984	1984	1984
R ²	0.803	0.749	0.758	0.899	0.885

Table 5. Second stage of instrumental variable least squares regression
表 5. 工具变量最小二乘回归第二阶段

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂
ie	-1.456*** (0.297)	-1.391** (0.543)	-1.403*** (0.509)	-0.950*** (0.183)	-1.058*** (0.209)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1984	1984	1984	1984	1984
R ²	0.931	0.931	0.931	0.932	0.932

Table 6. Replace the explained variable
表 6. 替换被解释变量

	(1)	(2)
变量	SO ₂	water
ie	-72890.2*** (21897.9)	-13530.6*** (3150.9)
控制变量	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
常数项	-354651.5*** (103282.8)	-11913.6 (14861.6)
观测值	2493	2493
R ²	0.503	0.215

6. 数字经济碳减排的影响机制

根据前文探讨了宏观层面等不同因素对数字经济对城市碳排放的影响效果，还缺少对二者关系的作用机制的研究，城市经济韧性作为近年来政府报告中提到的衡量城市抵抗外部冲击和遭受外部冲击恢复原先状态的能力，该指标不仅可以影响城市等中观层面因素，还可以影响企业等微观层面的变量改变企业的行为进而城市碳排放，在数字经济与二氧化碳排放的影响中发挥重要作用。从直接效应来看，城市经济韧性加速了数字技术与实体经济的融合，经济韧性越高的城市创新能力和协调能力越强，对于数字经济的引入和相关政策优惠开放程度越高，有助于重塑经济和社会发展模式，数字经济相较于传统经济具有精准且快速的信息传播速度、较低的交易成本、优化资源配置等方面的优势，数字技术的产业化和市场化，加速了产业结构的变革，也加速了传统经济模式的转型[39]，数字技术与劳动、土地和资本等传统要素的叠加，能够实现资源节约、成本降低和效率提升，实现了低碳经济转型，降低了碳排放；从间接效应出发，城市经济韧性助推数字技术左右了传统消费者的决策方式，消费者的行为被大数据或云计算所替代，大数据掌握分析了消费者的偏好，并通过算法分析了消费者原有的主观判断[18]，使消费者的主观判断的偏好与机器学习分析下的消费者偏好呈现“趋同化”进而改变了传统能源消费的方式。为验证这一机制，此处用丁建军等的做法构建城市经济韧性的指标，由于三步法在进行中间效应检验时存在明显缺陷，仅靠传统的外生性假设不足以确定因果机制，当中介变量和解释变量相互作用时，平均效应估计的结果是有偏的。本文因此采用两步法用于验证该机制的作用。表 7 (1)列中 ie 回归系数显著为正；(2)列中 ie 回归系数显著为负，lnrrc 回归系数显著为正；(3)列中 ie 回归系数显著为负，lnrrc 回归系数显著为正，lnrrc*ie 回归系数显著为负；结果表示数字经济对城市韧性具有显著正向作用，数字经济的发展可以有效提高城市经济韧性；城市韧性越高的城市，二氧化碳排放量越高，数字经济可以有效调节城市经济韧性从而抑制二氧化碳的排放验证了假设(2)和(3)列。为了进一步验证中介效应的结果，采用固定了时间和固体的 sobel 检验法，bootstrap 法进行在抽样 500 次以及结构方程法分别表示为表 8 和表 9。其中 sobel 检验法中 Sobel-Goodman 中介检验中 Sobel 的 Z 值为-3.67，P 值为 0.0002 说明 sobel 检验有效并且总效应为 0.39，直接效应为 0.46，间接效应为-0.071 这三者都显著证明了该机制检验结果稳健同时采用了结构方程法检验如表 9 所示与前面两步法、sobel 检验法和 bootstrap 检验法得出的结论一致，数字经济可以通过城市经济韧性抑制二氧化碳排放并测算其平均效应，直接效应和总效应均值分别为-0.19、-1.76、

-2.0 以及它们的 95%置信区间分别为(-0.289, -0.11)(-2.10, -1.41)(-2.29, -1.6)已验证中介效应的稳健性。因为可忽略性假设，而导致平均因果中介效应的结果产生误差，造成作用机制混淆，基于以上分析本文进一步采用敏感性分析。为了放宽 $\omega = 0$ 的假设，本文继续采用结构方程法进行中介效应的模型并更换敏感性系数 ω ，得出了敏感性分析的结果即平均因果中介效应与敏感性系数的关系如图 1 所示，验证了中介效应稳健性。

Table 7. Mechanism effect testing and regulatory effect
表 7. 机制效应检验和调节效应

	(1)	(2)	(3)
	lnrrc	lnCO ₂	lnCO ₂
ie	0.124*** (0.0252)	-0.815*** (0.148)	-1.823*** (0.282)
lnrrc		0.457*** (0.125)	0.832*** (0.120)
Lnrrc*ie			-1.067*** (0.299)
Sobel		-3.667***	
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
lnrrc		0.457*** (0.125)	0.832*** (0.120)
c_lnrrcie			-1.067*** (0.299)
常数项	-2.002*** (0.112)	1.565** (0.698)	-1.361*** (0.467)
样本量	2497	2496	2496
R ²	0.920	0.911	

Table 8. Boostrap test
表 8. Boostrap 检验

观测值系数	标准误	z	P > z	[95%置信区间]
-0.242	0.05	-4.85	0.000	[-0.340 -0.144]
-0.463	0.16	-2.90	0.004	[-0.776 -0.150]

Table 9. Structural equation method
表 9. 结构方程法

(1)			
lnCO ₂			
ie	-1.755*** (0.179)	控制效应	YES
		城市固定效应	YES
控制效应	YES	时间固定效应	YES
城市固定效应	YES	常数项	0.226*** (0.0488)
时间固定效应	YES		
常数项	-9.058*** (0.439)	var(e.lnCO ₂)	0.0894*** (0.0025)
	ie	var(e.ie)	0.00111*** (0.0000315)
lnrrc	0.138*** (0.0111)	样本数量	2496

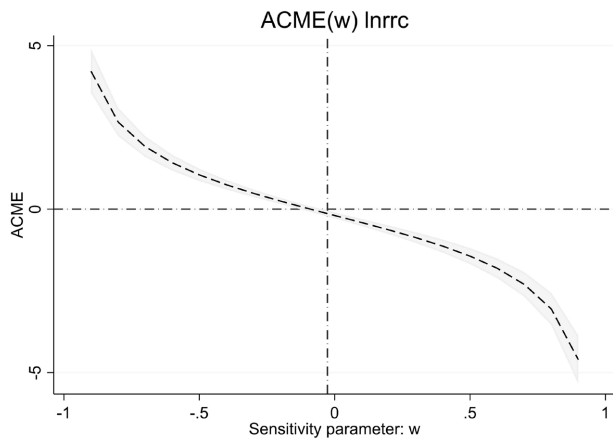


Figure 1. Sensitivity analysis
图 1. 敏感性分析

7. 研究结论及理论启示

本文立足于中国实现低碳经济模式，经济结构转型，“30-60”双碳目标的现实意义和政策意义，并结合当前大力推进数字经济建设的背景，利用中国 2011~2019 年 278 个地级市作为研究样本，探究在城市经济韧性视角下，数字经济对中国城市二氧化碳排放的影响。经验证据支持理论分析的结论，即数字经济对中国城市二氧化碳的排放具有显著促进作用。这一结论在采用了工具变量最小二乘法，替换被解释变量以及容忍不外生工具变量的内生性检验后仍然稳健。在机制渠道分析中数字经济对城市经济韧性具有显著促进作用，并且对于城市经济韧性越高的城市数字经济对于二氧化碳排放的抑制作用越显著，在城市经济韧性越弱的城市数字经济对于二氧化碳排放的抑制作用越不显著；为了保证机制检验结果稳健，采用了多种方法进行验证。上述结论蕴含的政策含义包括：① 基准回归结果角度出发，政府应该充分重视数字经济对于二氧化碳排放的抑制作用，加快 5G、人工智能、区块链等数字信息前沿技术与传统产业的渗透融合，有效降低传统产业能耗，优化能源消费结构，发挥数字技术的领头带动作用，充分发

挥数字经济带来的红利提升技术创新, 夯实数字基础设施的建设, 为节能减排提供新动能, 构建绿色零碳和可持续发展的产业结构体系。伴随数字技术与实体经济的深度融合, 以数据作为核心生产要素, 加快传统信息通信产业的基础设施数字化和绿色化协同建设以及转型, 打造以数字生态经济为中心的经济发展模式。我国政府积极实施数字人才引进发展战略, 及时完善修订数字监管政策体系, 创造良好的数字交易市场, 消除不同产业间的数字要素流动壁垒, 为产业数字化的新业态、新模式发展提供制度保障。地方政府引导企业加快数字高科技的应用, 着力提高劳动力质量, 推动数字赋能减排; 加大数字创新研发投入强度, 提升数字信息技术创新的减排效应; ② 从机制分析结果出发, 城市经济韧性是以城市为单位, 衡量城市对外部冲击的抵抗和恢复能力的指标, 成为了经济领域的关注焦点。外部冲击使得常态下的经济发展充满不确定性, 在以数字产业发展红利作为城市实现可持续发展和绿色经济的新动力的过程中, 为实现城市经济结构转型带来了新的挑战。城市经济韧性将成为解决这些困难的关键, 从城市经济韧性的四个维度出发, 提升数字化创新水平, 增加数字人才积累。要贯彻落实创新驱动战略, 相关部门以产出端创新激励政策作为明确的市场导向, 应继续深化完善创新体系, 创造良好的创新环境, 发挥城市创新锦标赛的积极作用; 加强对科技创新型企业市场品牌的保护, 尤其是中小企业, 中小企业是提供创新动力, 保持创新产品持续输出的有力保障。

参考文献

- [1] 张少华, 蒋伟杰. 基于 ISP 指数的中国能源生产率再测度与分解研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, 31(6): 55-73.
- [2] Solow, R.M. (1957) Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39, 312. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- [3] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46-69, 4-10.
- [4] 林伯强. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 56-71.
- [5] 徐圆. 源于社会压力的非正式性环境规制是否约束了中国的工业污染? [J]. 财贸研究, 2014, 25(2): 7-15.
- [6] 李欣, 杨朝远, 曹建华. 网络舆论有助于缓解雾霾污染吗?——兼论雾霾污染的空间溢出效应[J]. 经济学动态, 2017(6): 45-57.
- [7] 钟廷勇, 马富祺. 企业数字化转型的碳减排效应: 理论机制与实证检验[J]. 江海学刊, 2022(4): 99-105.
- [8] 杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022(8): 156-174.
- [9] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗?——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 109-118.
- [10] 吴非, 黎伟. 税收激励与企业绿色转型——基于上市企业年报文本识别的经验证据[J]. 财政研究, 2022(4): 100-118.
- [11] 张鹏杨, 刘维刚, 唐宜红. 贸易摩擦下企业出口韧性提升: 数字化转型的作用[J]. 中国工业经济, 2023(5): 155-173.
- [12] 戴翔, 曾令涵, 徐海峰. 企业数字化转型提升出口韧性: 机理及实证[J]. 中国软科学, 2023(5): 44-53.
- [13] 范合君, 吴婷, 何思锦. 企业数字化的产业链联动效应研究[J]. 中国工业经济, 2023(3): 115-132.
- [14] 戴翔, 马皓巍. 数字化转型、出口增长与低加成率陷阱[J]. 中国工业经济, 2023(5): 61-79.
- [15] 李苍舒, 沈艳. 数字经济时代下新金融业态风险的识别、测度及防控[J]. 管理世界, 2019, 35(12): 53-69.
- [16] 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.
- [17] 何大安. 互联网应用扩张与微观经济学基础——基于未来“数据与数据对话”的理论解说[J]. 经济研究, 2018, 53(8): 177-192.
- [18] Rhue, L. and Sundararajan, A. (2019) Playing to the Crowd? Digital Visibility and the Social Dynamics of Purchase Disclosure. *SSRN Electronic Journal*, 43, 1127-1141. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3384357>

- [19] 肖静华, 胡杨颂, 吴瑶. 成长品: 数据驱动的企业与用户互动创新案例研究[J]. 管理世界, 2020, 36(3): 183-205.
- [20] 史丹. 数字经济条件下产业发展趋势的演变[J]. 中国工业经济, 2022(11): 26-42.
- [21] 蔡跃洲, 牛新星. 中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J]. 中国社会科学, 2021(11): 4-30, 204.
- [22] 戴翔, 杨双至. 数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J]. 中国工业经济, 2022(9): 83-101.
- [23] Martin, R., Sunley, P. and Tyler, P. (2015) Local Growth Evolutions: Recession, Resilience and Recovery. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, **8**, 141-148. <https://doi.org/10.1093/cjres/rsv012>
- [24] 白立敏, 修春亮, 冯兴华, 等. 中国城市韧性综合评估及其时空分异特征[J]. 世界地理研究, 2019, 28(6): 77-87.
- [25] 孙久文, 孙翔宇. 区域经济韧性研究进展和在中国应用的探索[J]. 经济地理, 2017, 37(10): 1-9.
- [26] 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, 19(4): 1401-1418.
- [27] 郭朝先. 中国碳排放因素分解: 基于 LMDI 分解技术[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(12): 4-9.
- [28] 吴贤荣, 张俊飏, 田云, 等. 中国省域农业碳排放: 测算、效率变动及影响因素研究——基于 DEA-Malmquist 指数分解方法与 Tobit 模型运用[J]. 资源科学, 2014, 36(1): 129-138.
- [29] 程叶青, 王哲野, 张守志, 等. 中国能源消费碳排放强度及其影响因素的空间计量[J]. 地理学报, 2013, 68(10): 1418-1431.
- [30] 吴建新, 郭智勇. 基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析[J]. 统计研究, 2016, 33(1): 54-60.
- [31] Glaeser, E.L. and Kahn, M.E. (2010) The Greenness of Cities: Carbon Dioxide Emissions and Urban Development. *Journal of Urban Economics*, **67**, 404-418. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2009.11.006>
- [32] Li, H., Lu, Y., Zhang, J. and Wang, T. (2013) Trends in Road Freight Transportation Carbon Dioxide Emissions and Policies in China. *Energy Policy*, **57**, 99-106. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.12.070>
- [33] 丁建军, 王璋, 柳艳红, 等. 中国连片特困区经济韧性测度及影响因素分析[J]. 地理科学进展, 2020, 39(6): 924-937.
- [34] 沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J]. 中国工业经济, 2010(6): 55-64.
- [35] Furnival, G.M. and Wilson, R.W. (2000) Regressions by Leaps and Bounds. *Technometrics*, **42**, 69-79. <https://doi.org/10.1080/00401706.2000.10485982>
- [36] Lindsey, C. and Sheather, S. (2010) Variable Selection in Linear Regression. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, **10**, 650-669. <https://doi.org/10.1177/1536867x1101000407>
- [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] 杨刚强, 王海森, 范恒山, 等. 数字经济的碳减排效应: 理论分析与经验证据[J]. 中国工业经济, 2023(5): 80-98.
- [39] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.