

# 互联网发展对城市生态效率的影响

## ——基于中国285个地级市的实证分析

陈鹏 钟肖英 桂周\*

**摘要:** 借助互联网技术推动生态环境改善,提升区域生态效率,是新时期经济高质量发展的内在要求。本文在理论层面提出互联网发展对生态效率的直接影响与间接影响机制,并以2005—2019年中国285个地级以上城市的数据作为样本进行了实证检验。结果表明,无论是否加入控制变量,互联网发展都能推动城市生态效率的提升,这一结果在剔除样本城市、更换核心解释变量及使用准自然实验下均具有较强稳健性。异质性分析显示,互联网发展对城市生态效率的影响存在显著区域差异特征,中西部地区互联网发展对生态效率的提升作用优于东部和东北地区,这种提升效应整体呈现“西部—中部—东北部—东部”的降序排列;同时,互联网发展对非省会城市、经济欠发达城市、非资源性城市生态效率的影响效应更明显。机制分析的结果印证了互联网影响城市生态效率的传导机制主要是产业结构合理化、高级化和创新能力。基于此,本文围绕互联网发展和城市生态效率的共同促进提出了相关建议。

**关键词:** 互联网发展;生态效率;产业结构高级化;产业结构合理化;城市创新

### 一、研究背景

改革开放四十余年,得益于丰富的自然资源、廉价的劳动力,我们创造了一个又一个中国式增长“奇迹”(Song et al., 2011),国内生产总值稳居全球第二大经济体。然而,当认真审视过去的发展时不难发现,高速的增长总是伴随自然力的征服、机器的采用、化学在工业和农业中的应用、大陆的开垦等(Marx & Engel, 1848),能源枯竭、生态环境恶化、环境矛盾加剧等问题

---

\* 陈鹏,中国信息通信研究院广州智慧城市研究院,邮政编码:510030,电子信箱:cpsintimates@163.com;钟肖英(通讯作者),广州南方学院商学院,邮政编码:510970,电子邮箱:737871597@qq.com;桂周,中国信息通信研究院广州智慧城市研究院,邮政编码:510030,电子信箱:570617002@qq.com。

本文系广东省普通高校特色创新类(人文社科类)项目“数字经济背景下互联网发展、产业结构与城市空气质量关系研究”(2021WTSCX123)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的建设性修改意见,文责自负。

不断涌现。一方面,国际能源机构发布的《2022年二氧化碳排放报告》显示,2022年我国二氧化碳排放量为114.77亿吨,是全球碳排放总量最高的国家,其中能源领域碳排放量占比达到70%,可再生能源的使用量远低于其他国家;另一方面,生态环境形势愈发严峻,2020年全国生态环境质量简况显示在我国2000多个县级城市中,生态质量评级为“一般”及更差的县域占比超过了50%。

在经历以牺牲环境质量为代价的发展后,关注环境与气候变化、倡导绿色低碳循环发展成为全球共识。中国经济发展步入新常态,尽管生态环境的建设步伐不断加快,但是改善速度难以追赶退化速度,如何提升生态环境质量成为亟待研究的课题。党中央非常重视生态文明建设,党的二十大报告指出,中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。基于人与自然和谐的理念与高质量发展的目标,如何在寻求经济发展、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,从而达到最优的生态效率,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现实意义。

与此同时,数字中国建设是“十四五”时期重点方向。互联网兴起为转变经济发展方式与推动可持续发展提供了可能,一定程度上缓解了环境压力。一方面,互联网发展驱动数字经济、信息化建设等新发展模式,淘汰污染严重、能源消耗大的落后产业,提升了重点行业能源环境利用效率;另一方面,应用于环境治理中的互联网技术可以突破时空界限,对环境相关的要素进行动态监测、实时评估和及时反馈,有效缓解相关环境问题,降低能源消耗。互联网发展是对传统高耗能、高污染经济增长方式的有效改变,充分体现了绿色发展理念,与生态效率“利用更少成本创造更大产出、利用更少自然资源创造更大经济效益”的内涵不谋而合。

在此背景下,准确把握互联网发展对生态效率的影响,对贯彻新发展理念、构建新发展格局,推动经济社会发展全面绿色转型,建设美丽中国具有重要参考价值。基于此,本文重点选取了中国285个地级以上城市为样本,研究时间跨度为2005—2019年,通过构建相关评价指标体系测度了城市互联网发展与生态效率水平,同时多维度实证分析了互联网发展对生态效率的影响及其作用机制,这些有助于对二者的关系进行深入研究。

## 二、国内外研究现状

围绕互联网发展与生态效率的探讨层出不穷,现有研究重点聚焦在三个方面。一是互联网发展的影响效应与测度研究。多数文献普遍认为,互联网发展能够显著促进经济增长(Choi & Yi, 2009; 郭家堂、骆品亮, 2016)、产业升级(左鹏飞等, 2020)与创新能力提升(韩先锋等, 2019; 李雪等, 2022)。互联网发展水平的测度上单一指标法是最常见衡量方法,包括网民数、互联网域名数(施炳展, 2016)、各省份注册的网站数量(郭家堂、骆品亮, 2016)、互联网普及率

(李雪等,2022;杨媛,2022)等,该方法被广泛应用于不同层面的研究。同时,为了破除单一指标存在的偏颇问题,更加全面、客观地评估互联网发展水平,评价体系逐步兴起。黄群慧等(2019)从互联网应用和产出的角度出发,采用主成分分析法构建互联网综合发展指数,这一方法被多个学者引用(余泳泽等,2021;李金林等,2021)。但主成分分析存在主观性较强、权重难以确定的问题,左鹏飞等(2020)、韩国高和陈庭富(2022)在参考黄群慧等(2019)研究基础上利用改进的熵值法计算出互联网综合发展水平,成为现阶段测算互联网发展的主要手段之一。

二是生态效率的测度与影响因素研究。对生态效率的关注最早可以追溯到1990年德国学者Schaltegger和Sturm的研究,他们将生态效率定义为以较小的资源和环境投入,得到较大经济产出的生产过程。学术界对生态效率的研究重点围绕国家(Rashidi et al., 2015)、省域(区域)(陈晓兰等,2022)、城市(Moutinho et al., 2020)等不同空间尺度展开。构建评价指标体系也是测度地区生态效率最常见的手段之一,所选指标主要包括环境、土地、水、能源等物质消耗和经济产出;其中,投入方面多数学者以环境污染、资源消耗等为主,产出则以区域GDP为主(狄乾斌、孟雪,2017)。在此基础上,罗能生等(2019)重点从投入、期望产出和非期望产出三方面测度生态效率。测度方法主要包括两种不同模型:一是以SFA为代表的参数法(陈菁泉等,2021),二是以DEA为代表的非参数法(Wang & Chen, 2020)。近年来,随着环境质量的关注度越来越高,评价城市生态效率都将污染物排放首先考虑进来,因而基于非期望产出的超效率SBM模型使用范围最广。同时,经济发展(何维达等,2022)、人口密度(梁琦等,2021)、产业结构(陈立泰等,2020;陈明华等,2020)、政府干预(姜智强等,2022)、外商投资(罗能生等,2019;何维达等,2022)等都是影响地区生态效率的重要因素。

三是互联网发展的环境效应研究。互联网作为通信技术本身具有促进信息公开、共享进而减少环境污染的特征,起到节能减排的作用(Wu et al., 2021a),互联网发展或者技术进步可以通过减少人均碳排放(杨莉莎等,2019)、降低空气污染水平(韩国高、陈庭富,2022),进而改善城市的环境质量。郭峰和陈凯(2021)基于内生增长数理模型,阐明了互联网对环境质量影响的逻辑关系和作用机制,研究显示互联网发展对环境污染排放具有显著的负向直接效应和负溢出效应。此外,大数据(许宪春等,2019)和机器人(黄贇琳、蒋鹏程,2023;林熙等,2023)的迅速发展给绿色低碳发展提供了一种重要途径。当然,互联网快速发展和互联网普及率迅猛提升的同时,大规模的信息网络基础设施随之建设,造成了巨大的电力消耗和能源消耗,间接导致区域雾霾污染的增加(Higón et al., 2017)。

现有研究为本文探究互联网发展影响生态效率的内在逻辑提供了重要参考,但也存在一些不足。首先,过往研究多关注互联网发展或信息技术对环境污染与碳排放的影响,少有研究直接探讨互联网发展对城市生态效率的影响以及作用机制;再者,关于互联网发展影响城市生态效率的相关文献大多只从较为单一视角进行了概括性总结,并没有进行深层次剖析,

针对二者之间是通过哪些途径产生影响并没有进行系统分析。基于此,本文在系统梳理互联网发展对城市生态效率影响机理的基础上,运用中国地级以上城市的面板数据实证检验了互联网发展对城市生态效率的影响,同时探究了二者间的影响路径,本文的研究成果为应用互联网技术推进生态环境改善,实现高质量发展提供了充分的理论依据和实践支撑。

与现有研究成果相比,本文可能的创新点主要体现在以下方面。首先,理论机制层面,国内直接研究互联网发展对生态效率影响的成果相对缺乏,视角多是集中在产业化、信息化及其融合方面,鲜有学者对二者的内在影响机制进行深入分析。本文从互联网发展降低资源消耗、减轻环境污染等方面梳理了其对生态效率的直接影响,提出互联网发展通过产业结构高级化、产业结构合理化、技术创新能力三个方面对城市生态效率产生间接传导机理,突破多数文献聚焦“互联网发展”或“生态效率”的单一思路,系统总结了互联网发展对生态效率的影响机制。其次,指标测算方面,本文从投入-产出视角构建了生态效率评价体系,将非期望产出纳入超效率SBM模型计算,避免了传统方法测度结果无法比较的缺陷;同时考虑到中国碳达峰碳中和目标是以碳排放总量为衡量标准,选取各城市的碳排放量作为非期望产出,这一系列变化都是对评价指标体系的有效补充。最后,实证研究方面,本文一方面采用传统构建指标体系方法测度互联网发展水平后进行回归,另一方面还利用“宽带中国”试点政策这一外生事件,通过多期双重差分模型评估了以“宽带中国”为标志的互联网发展对城市生态效率的影响,其作为稳健性检验具有一定创新性,为推动信息基础设施建设提升生态效率提供了经验借鉴。

### 三、互联网发展对城市生态效率影响的理论分析

#### (一)互联网发展对城市生态效率的直接影响分析

本质上说,生态效率的内涵在于以最低的资源、环境投入来实现最大的经济效益产出,一般采用“经济效益产出与资源、环境投入之比”的标准来进行衡量,强调大力推进节能减排,实现经济增长与高耗能、高污染脱钩。

##### 1. 互联网发展能降低资源消耗

首先,互联网发展可以降低居民资源消耗。互联网的广泛使用悄然推动居民生产生活的绿色化变革。第一,互联网改变了居民的消费模式,伴随互联网扩张,网上购物等新业态带动物流业的快速发展(韩凝春、王春娟,2021)。商品以更加快速、便捷的方式从生产者到达消费者手上,减少了中间流通环节,从而带来资源能耗的下降(孙文远、周浩平,2022)。第二,互联网改变了居民的工作模式。互联网技术推动在线办公不断发展,在家办公保障工作效率的同时有效助力了碳中和,减少居民办公出行产生的通勤能耗,从而有效缓解空气污染(Nicholas et al., 2015);通过在线交流平台举行线上会议,也降低了水电等资源消耗。第三,互联网改变了居民的出行模式。共享单车及共享电动车不断涌现,这些创新性的出行方式一方面明显改

变了人们的出行习惯和城市交通格局(荣朝和,2018);另一方面也通过代替传统化石能源避免了资源浪费和使用,有效降低了城市汽车尾气污染物的排放。

其次,互联网发展可以降低企业资源消耗。互联网发展具有环境友好的特殊性质,与绿色发展、资源节约的要求不谋而合。第一,企业应用互联网手段带来的技术进步能降低资源消耗。以信息技术为基础,以智能化、绿色化和低碳化为特征的工业制造体系是技术创新的重要载体(史丹,2018),企业通过应用互联网技术,一个重要表现就是工业设备的数字化控制与科学的生产工艺及流程(曹裕等,2023),无论是产品生产还是工艺都会有所改进,有效降低了单位产品的能源消耗(董直庆等,2014)。第二,企业应用互联网手段带来的结构优化能降低资源消耗。以互联网为载体的信息技术促进了数字化发展,增加了组织内部的交流沟通效率,尤其减少了纸张印刷与交通往来,如采用绿色环保的电子合同,既有利于节省服务时间、方便管理,也有助于推动企业节能减排。

最后,互联网发展可以降低政府部门资源消耗。一方面,互联网发展通过提升政府内部办公“一网协同”水平降低资源消耗。我国政府信息化建设已经从电子政务发展到数字政府阶段,政府工作人员通过互联网平台进行线上办公,提升政府内部的工作效率(陈水生,2021),降低了不同单位利用各类资源的门槛和成本。同时,构建绿色低碳大数据中心,提高可再生能源的使用比例,极大促进了资源利用率和政府治理效率。另一方面,互联网发展通过提升政府外部服务“一网通办”水平降低资源消耗。运用政务互联网进行事项申办、材料审核、数据上传、事项办结、网上宣讲等,简化了民众办事流程,摆脱了过去来回奔波的资源浪费。同时,通过远程“直达帮办”服务,实现办事“零跑动”“零准备”“零材料”,做到“无纸化”“低成本”办事,直接减少了线下经济活动的频次与幅度(杨昕、赵守国,2022),促进数字低碳健康发展。

## 2. 互联网发展能减轻环境污染

互联网发展实现了对政府严格高效的环境监管与对公众环境污染的实时监督,主要通过技术带动、政府治理、企业转型和公众参与四个方面对环境污染排放带来直接影响。

从技术带动的角度看,互联网发展推动了大数据、云计算、物联网等先进技术的普及与利用,提升了企业环境监测与治理的网络化、智能化水平(Wu et al.,2021b)。各类新兴技术、智能制造装备广泛运用到企业的日常生产活动中,如企业通过采用先进的智能监控系统、传感器设备实时监测、记录各类污染物的产生和排放,技术的加持下环境检测数据得以分析(韦施威等,2022),有利于整体把握环境治理与污染的发展、演化规律,为更好地治理环境污染提供了参考。

从政府治理的角度看,互联网发展有效解决了政府监管效率低下、管理手段落后等短板。环境信息化为政府实时监测生态效率,监督污染物空间分布、动态演化提供了必要的技术支撑,推动环境治理主体对环境状况进行科学决策和准确预判;此外,互联网发展随之而来

的新技术涌现是对传统手工监管的弥补,信息化、数字化的环境监管手段为政府提高监管效率、提升环境监管执法效果提供了支持(解春艳等,2017),一定程度上促进相关产业发展,进而改善环境污染。

从企业转型的角度看,互联网发展推动了企业的生产设备和排污设备全方位升级改造(韩国高、陈庭富,2022),智能制造、智能工厂、数字化车间不断涌现,多方面提升了生产效率,更加精细化的监测与反馈有效缓解了企业节能减排压力(许宪春等,2019)。此外,市场化竞争压力与供需关系也会倒逼企业逐步改进甚至淘汰传统高污染、低效率的生产工艺,在通往创新与高效的方向上,企业开启了绿色化、低碳化发展,有利于减少能源消耗与污染物排放。

从公众参与的角度看,互联网技术的普及加快了信息流动速度,为公众获取环境信息(Johansson et al., 2015)、形成环保意识、积极参与环保提供了新的方式和契机,引导大众树立绿色生活习惯,实现经济绿色发展、保护生态环境。与此同时,通过互联网在线监督平台,社会居民与政府相关部门联合共同治理环境污染,形成政府—企业—公众互动的绿色桥梁(Yang et al., 2020)，“倒逼”污染企业的治污减排(郭海、李永慧,2019),提高环境监督效率,进而减少环境污染的排放。基于此,本文提出如下假说:

假说1:互联网发展有利于提升城市生态效率水平。

## (二)互联网发展对城市生态效率的间接影响分析

### 1. 互联网发展通过推动产业结构高级化影响生态效率

互联网发展对产业结构高级化的影响效应主要体现在两个方面,一是从产业发展变迁的角度来看,互联网发展本身就有利于催生出新的产业形态(韩国高、陈庭富,2022);二是从产业融合改造的角度来看,互联网发展能够促进产业融合发展,实现城市产业提质增效(郭峰、陈凯,2021)。当前背景下,产业结构调整的目的是实现效益增长和环境保护的双赢,而产业结构高级化是改进生态效率的重要途径。一方面,由产业结构高级化发展所催生出来的新兴产业,皆是以信息、数字等生产要素取代传统生产要素所形成,这一进程中低附加值、高污染产业逐步被高附加值、绿色产业取代,有利于促进产业结构的优化协调,同时也通过深度融合使不同产业的配合更加默契,避免资源的重复浪费,不断提升利用效率,从而改善环境质量(陈立泰等,2020);另一方面,新生的高新产业无论在科技含量、生产技术,还是节能环保、资源配置上都更具优势,较低的投入和高效的产出是此类企业常态,大幅度削减了能源消耗和污染排放,进而影响环境质量。

### 2. 互联网发展通过推动产业结构合理化影响生态效率

产业结构合理化是在生产率水平和资源禀赋制约下产业协调发展的一种状态,这一过程中生产要素根据具体的需求结构进行合理配置。首先,互联网的高渗透性模糊了传统一、二、三产业界限,不同产业之间融合发展成为趋势,产业结构更加协调(马中东、宁朝山,2020)。

其次,互联网发展提升了不同产业之间信息传递的速度,方便重点信息的及时有效流通,使产业结构向合理化方向转变(李金林等,2021)。市场经济下产业结构合理化的变迁会使有限的资源从低效率行业向高效率行业转移,减少了资源的重复配置利用,从而提高资源使用效率和产业附加值(陈立泰等,2020)。不同产业结构所带来的环境污染影响程度有所差异,以工业为代表的第二产业更多依赖传统能源资源,污染物排放相对会更多;第三产业对资源能源依赖度较低,通常造成的环境影响也较小。产业结构合理化减少了资源浪费和产能过剩,摆脱了对高污染工业的依赖,进而改善环境污染水平。

### 3. 互联网发展通过提升城市创新能力影响生态效率

一方面,互联网技术能够加速全社会知识和技术的积累,提升整体的技术创新水平,拓宽技术创新边界(Basu & Fernald, 2007),推动企业间技术合作和研发活动的增多。另一方面,互联网发展催生出新业态,激发企业新一轮的技术创新,加快了新产品的推广和扩散,互联网技术的融入给技术研发人员进行产品创新活动提供了更多思路。创新能力提升强化了生态效率的基础。技术创新会带动企业治污设施的更新与换代,现代化的治污设施是促进清洁生产、遏制污染排放、提升环境复原力的重要工具(韩国高、陈庭富,2022),直接推动污染控制与治理水平的进步。创新能力提升带来的技术进步意味着作为城市生产活动的主体——企业在产出更多或者同等水平的期望产出的同时一般以更少的非期望产出为代价,这在很大程度上削弱了投入与期望产出对生态环境的影响程度,提高了经济活动的“绿色”,进而带来区域整体生态环境的持续改善。基于此,本文提出如下假说:

假说2:互联网发展可以通过促进产业结构高级化、产业结构合理化、城市创新能力提升城市生态效率。

以上互联网发展对城市生态效率的间接影响机制见图1。

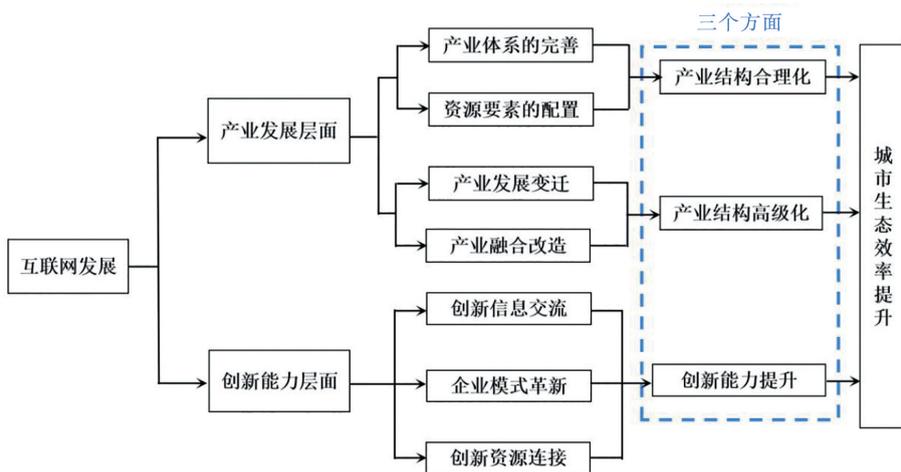


图1 互联网发展对城市生态效率的间接影响机制

## 四、计量模型构建

### (一)模型构建

为检验互联网发展对城市生态效率的影响,本文参考梁琦等(2021)、李佳佳和罗能生(2016)的研究,将城市互联网发展水平纳入其中,构建了如下计量模型:

$$\ln EE_{it} = \beta_0 + \alpha \ln NET_{it} + \beta_i X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $EE_{it}$ 表示第*i*个城市( $i=1, 2, \dots, 285$ )第*t*年( $t=1, 2, \dots, 15$ )生态效率水平; $NET_{it}$ 表示第*i*个城市第*t*年互联网发展情况; $X_{it}$ 表示其他一系列控制变量,具体包括人口密度、产业发展、外商投资、环境规制等, $\mu_i$ 表示个体固定效应, $\eta_t$ 表示时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 表示随机误差项。

### (二)变量说明与数据来源

#### 1. 被解释变量

本文从投入-产出视角构建了生态效率指标体系,包含5个投入和5个产出二级指标,如表1所示。投入指标主要为资源消耗,根据柯布-道格拉斯生产函数,重点考虑劳动力、资本等社会资源投入,水资源、土地资源、能源等自然资源投入。其中,选取各城市三大产业单位从业人员期末人数之和表示劳动力总数,数据来源于Wind数据库。资本存量借鉴张军等(2004)的研究,采用永续盘存法进行估算,历年《中国城市统计年鉴》均提供了城市全社会固定资产投资总额的详细数据。分别选用各城市建成区面积、全社会用水总量与用电总量,代表土地资源、水资源和能源三大类自然资源要素投入。能源消耗量与用电量高度相关,且用电量的数据比较准确和容易获取,本文以各城市电力消耗量表示能源消耗量(李江龙、徐斌,2018),单位为千瓦时。数据分别来源于《中国环境统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

产出指标包括期望产出与非期望产出。期望产出主要反映经济社会活动进程中有利的产出或者价值,参考徐维祥等(2022)的做法,采用各城市地区生产总值来表示,数据来自《中国城市统计年鉴》。非期望产出主要考察经济活动对环境的不良影响,这类产出一般越少越好,由于废气、废水、烟尘的可收集可测量特征,本文基于《中国城市统计年鉴》和《中国区域统计年鉴》,综合数据可得性,选取环境污染物的典型指标各城市工业“三废”——工业废水排放量、工业SO<sub>2</sub>排放量、工业烟(粉)尘排放量来表示。此外,考虑到中国碳达峰碳中和目标是以碳排放总量为衡量标准,同时借鉴邓荣荣等(2021)、陈晓兰等(2022)的研究,选取各城市碳排放量作为非期望产出,该数据来源于中国碳排放数据库CEADs。城市生态效率的测度采用超效率SBM模型,主要原因在于超效率SBM模型同时结合了超效率DEA模型和SBM模型的优势,不仅可以更恰当地处理非期望产出,而且能在有效的决策单元中进一步做出比较。

表1 生态效率投入产出指标体系

	一级指标	二级指标	指标说明	单位
投入指标	社会资源投入	劳动力 资本	单位从业人员期末人数 资本存量	万人 万元
	自然资源投入	土地资源 水资源 能源资源	城市建成区面积 全社会用水总量 全社会用电总量	平方公里 万立方米 千瓦时
产出指标	期望产出	经济发展	各城市地区生产总值	亿元
	非期望产出	废水排放量 废气排放量 烟尘排放量 碳排放量	工业废水排放量 工业SO <sub>2</sub> 排放量 工业烟(粉)尘排放量 二氧化碳排放量	万吨 吨 吨 吨

## 2. 核心解释变量

互联网发展(NEI)一方面需要相应产业的强有力拉动,另一方面也需要发挥经济社会基本面支撑。本文基于城市数据的可得性与指标选取的代表性,从互联网普及程度与互联网发展环境两个方面构建了如下评价指标体系(见表2)。其中,互联网普及程度参考程名望和张家平(2019)的研究,选取每百人国际互联网用户数来反映城市层面的互联网普及水平,数据来源于《中国区域统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。移动电话普及率是移动端互联网的基本载体,其普及状况能够在一定程度上表征移动网,借鉴谢康等(2012)的做法,移动电话普及率通过每百人中拥有移动电话的数量占比表示,数据来自《中国城市统计年鉴》。

表2 城市互联网发展评价指标体系构建

一级指标	二级指标	三级指标	指标含义	指标计算说明	单位
互联网发展	互联网普及程度	互联网普及率	体现互联网的普及程度	每百人国际互联网用户数	万户/百人
		移动电话普及率	体现移动互联网的普及程度	每百人移动电话用户数	部/百人
	互联网发展环境	电信业发展 邮政业发展 互联网相关从业人数	反映互联网产业的发展环境 反映互联网发展的人力资本环境	人均电信业务总量 人均邮政业务总量 计算机服务和软件业从业人员占单位从业人员比重	万元/人 万元/人 %

互联网发展环境方面,基础电信业扮演产业发展的重要角色,本文借鉴李浩和黄繁华(2021)的做法,选取人均电信业务总量做为互联网产业发展的指标之一。同时,互联网发展的应用消费水平可以通过邮政业务量部分反映,当前互联网在我国最大的应用场景就是电子商务,区域互联网发展程度高预示着区域内电子商务利用普及程度高,故选择人均邮政业务总量来衡量城市互联网产业发展环境。此外,互联网发展离不开大量人力资本,人才与创新是推进高质量发展的内生动力,本文在互联网发展评价指标体系中纳入人力资本因素,具体

参考黄群慧等(2019)、余泳泽等(2021)的研究,采用计算机服务和软件行业从业人员占本单位从业人员的占比表示。以上数据均来源于《中国城市统计年鉴》,测度方法上本文选取客观性更强的全局熵值法,有效解决了测度结果跨年份比较的不足。

### 3. 控制变量

一般来说,遗漏变量带来的最直接影响就是回归结果偏误,为了缓解这种可能出现的问题,本文在参考现有研究基础上,控制了对生态效率产生重要影响的其他变量。其中,采用“每平方公里总人口数的对数”反映城市人口密度(*PEO*)(张艳等,2022)。产业发展(*INS*)参考罗能生等(2019)的研究用“第三产业增加值占GDP的比重”度量。外商直接投资(*FDI*)用“FDI占GDP的比重”衡量(Wang & Jin, 2007),历年美元人民币汇率来自中国人民银行,采用历年汇率折算为人民币后的实际使用外资额与GDP比值表示。政府财政支出(*GOV*)采用“一般公共预算支出和GDP的比值”表示(张华、冯烽,2019)。能源消费强度(*ELE*)方面,电力消耗能源必然对生态效率造成负面影响(郭亚军、冯宗宪,2022),借鉴李佳佳和罗能生(2016)的研究用“人均全年用电对数”刻画。环境规制(*ER*)参考张建鹏和陈诗一(2021)的做法,基于各地区政府工作报告中与“环境保护”相关词汇的频率,计算与环境相关词汇占政府报告全文词频总数的比例,构建地级市政府环境规制执行强度,指标越大代表环境规制程度越强。

在删除毕节、铜仁等存在大量缺失数据的城市后,本文研究样本主要包括除港澳台地区之外中国大陆285个地级及以上城市。基于数据的可得性,研究时间跨度为2005—2019年。数据来源为研究期内《中国城市统计年鉴》以及《中国区域统计年鉴》,同时借助各城市的统计公报完善了部分缺失数据,其他缺失数据主要采用插值法进行补充。

### (三)变量描述性统计

本文研究期横跨2005—2019年共15年,样本数据共计4275个,表3为相关变量的描述性统计结果。

表3 相关变量描述性统计结果

变量名称	变量符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
生态效率	<i>EE</i>	4275	0.617	0.331	0.099	2.757
互联网发展	<i>NET</i>	4275	0.043	0.050	0.003	0.702
人口密度	<i>PEO</i>	4275	5.730	0.916	1.548	7.923
产业发展	<i>INS</i>	4275	0.390	0.097	0.086	0.853
外商直接投资	<i>FDI</i>	4275	0.019	0.021	0.000	0.385
财政支出占比	<i>GOV</i>	4275	0.176	0.100	0.043	1.485
能源消费强度	<i>ELE</i>	4275	7.239	1.272	2.547	11.815
环境规制	<i>ER</i>	4275	0.032	0.002	0.000	0.012

## 五、实证结果分析与讨论

### (一) 基准回归结果分析

回归分析前,本文首先进行了多重共线性检验。变量的相关性检验显示各变量之间相关系数最大仅为0.39,远小于临界值0.8。同时,以解释变量为研究对象,对各变量的方差膨胀因子(VIF)结果进行了比较,选取的控制变量中VIF最大值为1.41,与经验法大小为10的临界值相比,该最大值相对较小,且VIF的均值仅为1.25。综合来看,变量间的相关系数和方差膨胀因子均小于临界值,因而无需考虑变量间可能存在的多重共线性问题。

同时在考虑地区和时间双重固定效应的情况下,表4模型(1)一(7)分别为控制变量不断加入下互联网发展对城市生态效率影响的回归估计结果,模型(7)为加入所有控制变量后的估计。回归结果显示,所有模型中互联网发展的回归系数都显著为正,加入控制变量后,回归系数为0.052,仍在1%的水平上显著为正,无论是否加入控制变量,回归结果基本保持不变。这一结果大体上说明了互联网发展对中国城市生态效率具有正向促进作用,即互联网发展能推动城市生态效率的优化提升,同时也证明了前文理论分析所提出的假说1,互联网发展可以驱动先进技术渗透到各行各业中,有效提升了生产效率,增强资源利用率,减少污染物排放,从而促进生态效率提升。

从控制变量的估计结果看,人口密度与生态效率存在负向关系但并不显著,伴随城市化水平的提升,越来越多人口涌入城市,城市人口密度不断上升,直接带来资源短缺、水污染、交通拥堵等城市病,从而使生态效率不断恶化。以第三产业衡量的产业发展对生态效率影响显著为负,这一结论与罗能生等(2019)的研究一致,整体上我国第三产业发展科技水平还相对较低,不足以成为地区支柱产业,因此对经济和环境贡献度还不具有显著优势。*FDI*回归系数显著为正,即外商直接投资能推动城市生态效率提升。一方面外商直接投资增加的同时也带来了技术和知识,尤其是管理知识的溢出效应;另一方面现阶段外资投资的产业更加倾向中高技术、低能耗低污染领域,对生态效率产生显著促进作用。以财政投入水平代表的政府干预系数为负但不显著,表明财政支出比重的提高并不能促进生态环境改善,原因可能是在地区“GDP锦标赛”压力下,政府更倾向于把有限的财政资源投向基础设施建设、招商引资等短期内直接拉动经济增长的领域,导致用于生态环境保护领域的财政支出被挤占,从而阻碍了城市生态效率的提升;同时,地方政府的财政支出往往扮演“风向标”角色,其他社会投资主体也会相应效仿,越来越多企业减少环保领域的投入,进一步加剧了财政投入对生态效率的抑制效用。同时,能源消耗对生态效率的影响也显著为负,二者之间的影响系数达到-0.105,表明能源消耗会对生态效率起到抑制作用,能源过度使用会对生态环境造成显著的负面影响,要想碳中和目标得到实现,首先便要推动节能减排,提高能源使用效率,加大互联网技术

在能源管理领域的应用。环境规制对生态效率的影响显著为正,表明环境规制有效促进了城市生态效率的提升,在资源环境约束日趋紧张的当下,各地政府愈发认识到“绿水青山就是金山银山”,持续加强生态环境的保护和投入,出台了诸多环境规制政策,这些都有效推动了生态效率改善。

表4 基准回归的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>NET</i>	0.054** (0.031)	0.054** (0.031)	0.059** (0.030)	0.052** (0.030)	0.049* (0.030)	0.053*** (0.030)	0.052*** (0.029)
<i>PEO</i>		-0.058* (0.035)	-0.051* (0.034)	-0.043 (0.034)	-0.045 (0.034)	-0.045 (0.033)	-0.040 (0.033)
<i>INS</i>			-0.812*** (0.256)	-0.786*** (0.256)	-0.772*** (0.255)	-0.844*** (0.261)	-0.829*** (0.258)
<i>FDI</i>				1.452*** (0.434)	1.496*** (0.435)	1.500*** (0.468)	1.432*** (0.466)
<i>GOV</i>					-0.179 (0.161)	-0.155 (0.158)	-0.164 (0.159)
<i>ELE</i>						-0.103*** (0.016)	-0.105*** (0.016)
<i>ER</i>							0.157*** (0.042)
常数项	-0.687*** (0.133)	-0.358 (0.225)	-0.080 (0.235)	-0.195 (0.235)	-0.182 (0.235)	0.524** (0.264)	0.473* (0.263)
控制变量	否	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是
样本量	4275	4275	4275	4275	4275	4275	4275
R <sup>2</sup>	0.130	0.131	0.143	0.150	0.151	0.177	0.182

注:\*表示  $p < 0.1$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ , 括号()里为聚类稳健的标准误,下表格均相同。

## (二)稳健性检验

### 1. 剔除样本与更换被解释变量

本文首先采用两种常规方法进行稳健性检验。第一,通过剔除北京、上海、天津、重庆四个直辖市与广州、深圳两个一线城市的样本数据进行重新回归,原因在于这些城市一直以来都对我国经济发展起主导作用,是区域经济和社会发展的增长极,在政策支持力度、发展水平上都与其他城市存在很大差距,数据体量更接近省级层面维度。第二,本文还借鉴了崔蓉和

李国锋(2021),左鹏飞等(2020)的研究,在互联网发展指标体系中新增各城市 IPv4 地址数占比、每万人口 CN 域名数目来反映互联网基础设施发展的具体状况。采用全局熵值法对城市互联网发展进行了重新测度,再次进行回归检验模型的稳健性。模型(1)和(3)为不加入控制变量的估计,模型(2)和(4)为加入所有控制变量后的估计,上述两种方法的再估计结果均显示模型具有很强稳健性,无论是否加入控制变量,互联网发展的影响系数都显著为正,同时其他控制变量的正负方向与显著性也与基准回归保持一致。综合来说,剔除样本城市、更换核心解释变量后的回归结果具有较强稳健性。

表 5 稳健性检验结果

变量	剔除样本城市		更换解释变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NET</i>	0.135*** (0.018)	0.222*** (0.023)	0.090** (0.029)	0.093*** (0.028)
<i>PEO</i>		-0.011 (0.032)		-0.040 (0.034)
<i>INS</i>		-0.683*** (0.194)		-0.848*** (0.256)
<i>FDI</i>		1.054** (0.436)		1.409*** (0.470)
<i>GOV</i>		0.198 (0.161)		-0.136 (0.160)
<i>ELE</i>		-0.065*** (0.013)		-0.106*** (0.016)
<i>ER</i>		0.283*** (0.040)		0.155*** (0.042)
常数项	-0.156** (0.061)	0.789*** (0.255)	-0.487*** (0.142)	0.708** (0.283)
控制变量	否	是	否	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	4185	4185	4275	4275
R <sup>2</sup>	0.058	0.121	0.133	0.186

## 2. “宽带中国”政策准自然试验

一般来说,网络基础设施建设被认为是推动地区互联网发展最重要的影响因素之一,以“宽带中国”战略等为代表的政策提出是促进互联网发展的重要手段(刘传明、马青山,

2020)。2011年全国工业与信息化工作会议上,正式提出“宽带中国”战略,后续陆续批准了120个城市推进“宽带中国”示范城市的落实。“宽带中国”试点政策直接提升了我国城市互联网发展水平,也为研究互联网发展带来的政策效应提供了验证依据。同时,“宽带中国”试点政策所选择的试点城市,主要是考虑当地网络发展情况,逻辑上不会受到当地生态环境状况的影响,这排除了政策的逆向因果问题,为文章提供了一个良好的实证检验环境。基于此,文章采用“宽带中国”试点政策的准自然实验进行稳健性检验,通过构建多期双重差分模型实证检验以“宽带中国”试点政策作为标志的互联网发展对城市生态效率的影响,相比于既有使用综合指数衡量网络发展水平进行的检验,利用“宽带中国”试点这一外生政策冲击进行政策评估的结果更加具有客观性和可信性。考虑到试点城市是分三批次被批复的,本文借鉴 Beck 等(2010)构建的多期双重差分模型,其中控制组为未批准的城市,而实验组为进入试点名单的城市。双向固定效应回归模型设计如下:

$$\ln EE_{it} = \alpha_0 + \alpha \times did_{it} + \beta \times X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$did_{it} = Time_t \times Group_i \quad (3)$$

其中,  $EE_{it}$  代表城市  $i$  在  $t$  年的生态效率,时间虚拟变量 ( $Time$ ) 的设置主要是基于“宽带中国”试点城市开始的年份和后续年份赋值为1,剩余年份赋值为0;对于组别虚拟变量 ( $Group$ ) 的设置主要是将试点城市赋值为1,而未获得试点的城市则赋值为0。直接生成“宽带中国”试点城市的虚拟变量  $did$ , 即若城市  $i$  在  $t$  年被列为“宽带中国”试点,则取值为1,否则取值为0,具体的试点城市名单均来源于中国工业和信息化部网站公开数据。本次研究将部分数据缺失地区予以排除,剩余城市作为实验样本,实验组城市共108个城市,对照组则为177个城市。本文的核心系数  $\alpha$  反映试点政策对生态效率的影响,若“宽带中国”试点能促进城市生态效率的提升,则  $\alpha$  系数显著为正。 $X$  表示控制变量集合,与前文保持一致,  $\mu_i$  表示个体固定效应,  $\eta_t$  表示时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

在通过平衡性检验的基础上,本文采用双向固定效应模型评估“宽带中国”这一试点政策实施后互联网发展对城市生态效率的影响,结果如表6所示。模型1的估计中未增加控制变量,模型2—7为不断加入控制变量后的回归估计。结果显示,同时考虑城市个体固定效应及时间固定效应的情况下,“宽带中国”试点政策对城市生态效率均有显著提升作用。与政策非试点城市相比,试点城市生态效率平均提升约2%,且这一结果在5%水平下显著。究其原因可能在于:“宽带中国”试点城市在网络基础设施建设上提出了量化的具体目标,经过短期发展能够直接带来互联网水平的提升,技术、知识等各类要素以互联网为媒介得到广泛传播,推动先进生产技术的引入和普及,减少城市生产能耗排放;同时互联网发展也可以淘汰落后的高污染产业,智能化与数字化进程诱导新兴产业涌现,促进城市产业结构升级,这些都直接影响生态效率改善。综

合来说,基于“宽带中国”试点政策的准自然试验结果依旧具有很强稳健性。

表 6 “宽带中国”政策准自然试验的估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
<i>did</i>	0.034** (0.014)	0.032** (0.014)	0.030* (0.016)	0.035** (0.016)	0.029** (0.015)	0.028** (0.016)	0.020** (0.0153)
<i>PEO</i>		0.051 (0.036)	0.050 (0.036)	0.057 (0.036)	0.039 (0.035)	0.037 (0.035)	0.035 (0.035)
<i>INS</i>			0.016 (0.079)	0.037 (0.079)	-0.279*** (0.084)	-0.314*** (0.091)	-0.275*** (0.089)
<i>FDI</i>				0.967*** (0.287)	0.938*** (0.283)	0.950*** (0.284)	0.867*** (0.279)
<i>GOV</i>					0.820*** (0.080)	0.793*** (0.085)	0.611*** (0.084)
<i>ELE</i>						0.007 (0.007)	-0.007 (0.007)
<i>ER</i>							0.393*** (0.031)
常数项	-0.617*** (0.004)	-0.907*** (0.203)	-0.910*** (0.204)	-0.974*** (0.205)	-0.894*** (0.202)	-0.917*** (0.203)	-0.904*** (0.200)
地区固定	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是
样本量	4275	4275	4275	4275	4275	4275	4275
R <sup>2</sup>	0.001	0.002	0.002	0.005	0.030	0.031	0.064

### (三)内生性讨论

互联网发展与城市生态效率之间可能存在内生关系,一方面互联网可能通过提升网络普及水平、产业结构升级、增强技术创新能力等带来城市生态效率的改善;另一方面,高水平生态效率城市往往是综合实力较强的城市,有更强能力推动城市网络基础设施建设,带来互联网水平提升。同时,影响城市生态效率的因素较多。解决内生性问题的主要手段为选择科学的、有效的工具变量,一个好的工具变量通常具有两个重要特征:一是与内生变量(互联网发展水平)具有高度相关性;二是该变量又不直接影响被解释变量(生态效率),即工具变量的选择需要同时满足相关性和外生性两个重要标准。本文在梳理既有文献的基础上,借鉴 Kolko (2012)的思路采用城市地形起伏度作为互联网发展的工具变量。理论上地形起伏度对城市互联网的发展会带来负面影响,相较平原地区,山区地区普遍网络覆盖水平低,互联网发展更

为落后。同时,地形起伏度直接反映城市地理情况的基础特征,对生态效率一般并没有直接影响,因此符合工具变量外生性的要求。

城市地形起伏度是典型的截面数据,为了克服截面工具变量的数据维度限制,本文参考现有研究将地形起伏度乘以时间趋势项作为工具变量(IV)引入模型进行两阶段回归,模型估计如表7所示。第一阶段回归结果表明,F统计量在5%水平上显著,可以认为不存在弱工具变量问题,同时地形起伏度同互联网发展之间呈现出负相关性,且在1%水平下显著,即城市地形起伏度对互联网发展会产生一定阻碍作用;第二阶段回归结果显示,在控制其他变量的情况下,互联网发展也有效改善了城市生态效率,同时比基准回归系数数值略高,这表明模型中可能存在的内生性问题一定程度上低估了互联网发展对城市生态效率的推动作用。

表7 内生性检验估计结果

2SLS 第一阶段回归结果		2SLS 第二阶段回归结果	
变量	NET	变量	EE
IV	-0.002*** (0.001)	NET	0.068** (0.035)
控制变量	控制	控制变量	控制
地区效应	控制	地区效应	控制
时间效应	控制	时间效应	控制
样本量	4215	样本量	4215
R <sup>2</sup>	0.732	R <sup>2</sup>	0.165
F 值	11.807**		

#### (四)异质性讨论

前文的计量模型分析可以看出,互联网发展对城市生态效率的提升确实存在显著推动作用。但一个值得关注的问题是,中国区域发展相对不平衡,不同地区互联网发展水平各不相同,“东部高、西部低”已然成为共识(崔蓉、李国锋,2021),互联网发展的空间差异是否会对不同地区生态效率带来不同影响值得考量。因此,有必要分析互联网发展对不同地区城市生态效率的影响差异。此外,不同能级、不同经济水平城市互联网发展水平也较大,对生态效率带来的影响是否存在差异,这些问题都需要深入思考。基于这一系列可能存在的问题,以下内容将展开更加详细讨论。

##### 1. 地理区位因素

我国地区发展存在不平衡,东部地区具有更高的经济发展水平,互联网发展也大体上呈现出这种空间特征。基于此,本文进一步将285个研究样本城市分东部、中部、西部和东北四大地区来分析互联网发展对生态效率的影响,其中东部地区城市87个,中部地区城市80个,西部地区城市84个,东北地区城市34个,分别对每个区域的样本进行了回归估计,区域异质性检验结果见表8。

可以看出,互联网发展对城市生态效率的影响存在显著区域异质性特征,东部、中部、西部、东北地区互联网发展系数均显著为正,但影响效应的大小在不同地区存在差异,中西部地区互联网发展对生态效率的提升作用明显优于东部和东北地区,互联网发展在生态效率提升方面释放的红利大致可以按照“西部—中部—东北部—东部”降序排列。潜在的原因可能包括,第一,东部、东北地区具有更高的互联网发展水平,受边际效用递减规律影响,互联网的红利效应相对有限,因此互联网发展对这两个地区生态效率的提升更多是“锦上添花”,即使中西部地区互联网发展起步晚、水平较低,但对生态效率的改善作用更为明显;第二,受产业政策影响,我国沿海城市(包括东部、东北地区)相当大一部分高污染、高耗能产业已转移至中西部城市,如东北“三省一区”联合建立危险废物跨省转移“白名单”制度,中西部城市承接产业和技术转移的同时,也成为节能减排的主要阵地,互联网发展有利于中西部地区深入把握最新的技术发展趋势,提升技术创新水平,这在带动经济发展的同时也充分发挥出技术创新对污染减排作用的后发优势,从而有利于改善生态效率。

表8 不同地区的模型估计结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
<i>NET</i>	0.143*** (0.026)	0.251*** (0.026)	0.279*** (0.026)	0.183*** (0.057)
常数项	0.608** (0.300)	0.609* (0.321)	1.179 (0.787)	1.154* (0.621)
控制变量	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	1305	1200	1260	510
$R^2$	0.067	0.208	0.145	0.164

## 2. 城市能级变化

中国城市呈现出不同能级,城市经济学对城市做了不同能级的分类,如根据人口规模可以分为小城市、中城市、大城市等,根据区域带动能力可以分为省会城市与非省会城市。不同能级城市的现代化程度和推动周边区域发展的影响力不尽相同。一般来说,省会城市是一个省的政治中心、决策中心,是全省经济发展的引擎。基于此,本文将中国省会城市单独考虑,进一步把全样本拆分为省会及以上城市和非省会城市两种类型进行回归,回归结果见表9,模型(1)和(3)未加入控制变量,模型(2)和(4)加入了控制变量。可以看出,对于不同能级城市而言,互联网发展均对生态效率产生明显提升促进作用。省会及以上城市与非省会城市影响系数分别为0.129和0.237,且均在1%的显著性水平上显著,非省会城市的影响系数远高于省会城市,影响系数随着城市能级的下降而增大。主要是因为省会城市在中国一直处于领跑地位,不少省份甚至举全省之力建设省会城市,从而使其具备了更高的互联网发展水平,能够充

分实现互联网发展的红利释放;但大多数非省会城市能级较低,属于三四线城市,互联网技术尚未在此类城市中得到广泛普及和深入融合,因而互联网发展带来的后发优势更加明显,通过技术的使用可以获得更多边际报酬。

表9 不同城市能级的模型估计结果

主要变量	省会及以上城市		非省会城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NET</i>	0.077*** (0.022)	0.129*** (0.040)	0.144*** (0.009)	0.237*** (0.015)
常数项	-0.490*** (0.093)	-1.446** (0.605)	-0.097** (0.042)	1.009*** (0.166)
控制变量	否	是	否	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	450	450	3825	3825
R <sup>2</sup>	0.360	0.472	0.065	0.130

### 3. 城市经济发展

进一步,本文以研究期末(2019年)各城市人均GDP是否大于全国人均GDP为标准,将样本城市划分为经济发达与经济欠发达地区两种不同类型,城市数量分别为95个和190个,分样本回归的结果见表10,模型(1)和(3)未加入控制变量,模型(2)和(4)加入了控制变量。回归结果显示,互联网发展对经济欠发达地区城市生态效率的影响程度要略高于经济发达地区,经济发达地区与经济欠发达地区互联网发展的回归系数分别为0.193和0.254,二者都在1%水平上显著。研究结果与前文分析具有一定相似性,互联网发展对经济欠发达地区生态效率影响效果更为明显,进一步印证了互联网发展边际报酬递增的后发优势,在我国多数经济发达地区都以省会城市和省内核心城市为主,而欠发达城市多以三四线城市为主体。

表10 不同经济发展水平城市分样本回归结果

主要变量	经济发达地区		经济欠发达地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NET</i>	0.073*** (0.015)	0.193*** (0.025)	0.165*** (0.010)	0.254*** (0.017)
常数项	-0.284*** (0.062)	0.687** (0.332)	-0.066 (0.049)	0.928*** (0.330)
控制变量	否	是	否	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	1410	1410	2865	2865
R <sup>2</sup>	0.016	0.098	0.090	0.146

#### 4. 城市资源依赖性

资源型城市是以矿产、森林等自然资源开采、加工为主导产业的城市类型,城市的生产和发展都离不开资源的开发利用,大规模无序的开发开采必定对生态效率带来恶劣影响。本文以国务院印发的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》为依据,将总体的样本城市划分为资源型城市和非资源型城市两种类型,城市数量分别为112个和173个,分样本进行回归,具体结果见表11。模型(1)和(3)为不加入控制变量的估计,模型(2)和(4)为加入所有控制变量后的估计,结果显示非资源型城市能够借助互联网发展推动生态效率大幅度提升,影响系数达到0.089;而资源型城市互联网发展对生态效率的影响效果稍低一点,系数为0.060,二者都在1%水平上显著。一直以来,资源型城市为我国经济发展作出了重要贡献,但部分地区由于开发强度过大,开发方式原始简单,导致生态环境破坏严重;现阶段互联网的兴起为资源型城市推动经济转型,改善生态环境,提升生态效率提供了新的解决思路。

表 11 不同资源属性城市分组的估计结果

主要变量	资源依赖性城市		非资源依赖性城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NET</i>	0.056** (0.036)	0.060** (0.035)	0.062*** (0.023)	0.089*** (0.023)
常数项	-0.785*** (0.154)	0.688* (0.359)	-0.585*** (0.010)	0.230 (0.219)
控制变量	否	是	否	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	1680	1680	2595	2595
$R^2$	0.142	0.192	0.126	0.190

## 六、影响机制分析

### (一)模型构建与变量选取

#### 1. 模型设定

本文参考江艇(2022)的研究,停止使用中介效应的逐步法检验,以逻辑内涵上与生态效率较为密切的产业结构高级化、合理化及城市创新能力为中介变量,作为影响机制的检验手段。即在理论层面提出一个或几个中介变量M,这些变量与Y(生态效率)的因果关系已得到广泛研究和认可,理论上更加直观,逻辑和时空关系上也比较接近,以至于不必采用正式的因果推断手段来研究从M到Y的因果关系;而是仅看X对M的影响。这样的例子比比皆是,如邓国营等(2022)的研究表明儒家文化(X)对收入差距(Y)具有明显“改善效应”,主要通过改善税收结构( $M_1$ )及促进创新( $M_2$ )等渠道影响收入差距。

互联网发展与生态效率的因果关系前文已经展开了系统分析,这里重点关注互联网发展与中介变量的实证关系。基于前文的理论分析,为验证互联网发展能否通过其他机制促进生态效率提升,本文对二者的影响机制进行检验,模型如下:

第一步:将城市生态效率作为被解释变量,互联网发展作为解释变量进行回归。

$$\ln EE_{it} = \beta_0 + \alpha \ln NET_{it} + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

第二步:将城市产业结构高级化、合理化及创新能力等中介变量分别作为被解释变量,将互联网发展作为解释变量进行回归。

$$OIS_{it} = \beta_0 + \alpha_1 \ln NET_{it} + \lambda_j X_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

$$RIS_{it} = \beta_0 + \alpha_1 \ln NET_{it} + \lambda_j X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

$$INO_{it} = \beta_0 + \alpha_1 \ln NET_{it} + \lambda_j X_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

第三步:基于现有文献从理论层面说明三个中介变量对城市生态效率的影响。

其中, $i$ 代表城市, $t$ 代表时间, $EE_{it}$ 表示各城市生态效率, $NET_{it}$ 代表各城市互联网发展水平; $OIS$ 、 $RIS$ 、 $INO$ 为中介变量,分别为城市产业结构高级化、城市产业结构合理化和城市创新能力。

## 2. 变量选取

本文从城市创新能力、城市产业结构的合理化与高级化等三个维度检验互联网发展影响生态效率改善的传导路径。借鉴汪伟等(2015)的研究,采用城市三次产业占GDP比重的加权求和来衡量产业结构升级指数( $OIS$ ),具体计算过程为:

$$OIS = \sum_{i=1}^3 i \times S_j = 1 \times S_1 + 2 \times S_2 + 3 \times S_3 \quad (8)$$

其中, $S_j$ 为城市 $i$ 中第 $j$ 产业在生产总值中的占比。

借鉴干春晖等(2011)的结构偏离度指标与模糊数学中的Hamming贴近度评价方法,对二者加以结合,构建了产业结构合理化( $RIS$ )指标,公式如下:

$$RIS_{it} = 1 - \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 |(Y_{it}/Y_t) - (L_{it}/L_t)| \quad (9)$$

其中, $i$ 代表城市, $t$ 代表年份, $RIS_{it}$ 表示城市 $i$ 第 $t$ 年产业结构偏离度,即产业结构合理化指标; $Y_{it}/Y_t$ 代表各城市三次产业产值分别占总产出的比重,即产出结构; $L_{it}/L_t$ 代表各城市三次产业的就业人数占总就业人数的比重,即就业结构; $Y_{it}/Y_t - L_{it}/L_t$ 是投入与产出的耦合程度, $Y_{it}/Y_t - L_{it}/L_t$ 越大代表经济越偏离均衡状态。 $RIS_{it}$ 值越大,代表城市产出结构与就业结构越匹配,即合理化程度越高。

创新能力的衡量,目前还没有统一的指标,部分学者参考国内外较权威研究构建指标体

系,但城市研究中很难实现对全部数据的获取。从整体角度看,在创新活动之中,研究成果主要可通过专利来得到反映,即能够借助专利数量来客观地对城市间创新水平的差异进行刻画,且数据来源充足准确。本文用专利申请的对数来衡量城市的创新能力,数据来源于中国国家专利局。

## (二)机制分析的结果讨论

### 1. 产业结构高级化

产业结构高级化作为中介变量的回归结果显示(见表12),互联网发展对产业结构高级化所产生的改善效应较明显,回归系数为0.006,且在1%的水平下显著。产业结构高级化既能提高本地也能提高其他地区的生态效率,即存在本地和外部双重正面效应,且得到了相关文献的验证(陈立泰,2020;梁琦等,2021)。这表明,推动产业结构高级化是互联网发展改善生态效率的一个潜在作用渠道,假说2得以验证。

表12 互联网发展影响生态效率的机制分析

变量	<i>EE</i>	<i>OIS</i>	<i>RIS</i>	<i>INO</i>
<i>NET</i>	0.052*** (0.029)	0.006*** (0.002)	0.010*** (0.003)	0.169*** (0.042)
常数项	0.473* (0.263)	1.763*** (0.022)	0.647*** (0.0317)	4.425*** (0.448)
控制变量	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	4275	4275	4275	4275
R <sup>2</sup>	0.182	0.896	0.177	0.860

### 2. 产业结构合理化

产业结构合理化作为中介变量的回归结果显示,互联网发展对产业结构合理化具有显著改善效应,回归系数为0.010,且在1%的水平下显著。产业结构合理化能显著提高地区的生态效率,这一结果得到了相关文献的验证(陈立泰,2020;李金林等,2021),合理化促进产业结构的调整,导致有限的资源实现合理的优化配置,从而助力节能减排与污染治理的协调,推动经济高质量发展。这表明,产业结构合理化是互联网发展改善生态效率的一个潜在作用渠道,假说2得以验证。

### 3. 城市创新能力

创新能力作为中介变量的结果显示,互联网发展使城市创新能力得到大幅度提升,回归系数为0.169,同时在1%水平下显著,这意味着互联网发展有利于提升创新产出。而城市创新能力的提升对生态效率改善作用符合现实情况,创新能力提升推动了社会技术进步,这一进程中先进的科技必然会与生产经营实现深度融合,其带来的直接影响就是资源浪费和环境

破坏在技术的加持下不断降低,最终提高生态效率(陈超凡等,2021;何维达等,2022),以上结果说明城市创新能力是互联网发展改善生态效率的一个潜在作用渠道,假说2得以验证。

## 七、结论与启示

本文以2005—2019年中国285个地级以上城市的面板数据作为样本,实证检验了互联网发展对生态效率的影响及其作用机制。

研究表明,无论是否加入控制变量,互联网发展对中国城市生态效率均具有正向影响,影响系数为0.052,即互联网发展能推动城市生态效率的优化改善。这一结果在剔除异常样本、更换被解释变量及使用准自然实验下均具有较强的稳健性。异质性分析显示,从地区来看,互联网发展对城市生态效率的影响存在显著区域差异特征,整体上对我国四大区域均存在正向提升效应,但中西部地区的提升作用优于东部和东北地区,呈现“西部—中部—东北部—东部”的降序排列;从城市能级与经济发达程度的角度来看,互联网发展具有边际报酬递增的后发优势,非省会城市互联网发展对生态效率的影响系数远高于省会城市,经济欠发达地区互联网发展对生态效率的影响系数也高于经济发达地区;同时,非资源型城市较资源型城市互联网发展对生态效率的影响效果更为明显。此外,机制检验显示,互联网影响城市生态效率的传导机制主要是产业结构合理化、产业结构高级化和城市创新能力。

基于以上结论,本文提出如下政策启示:

第一,互联网发展是推动提升城市生态效率的有效途径之一,因而各城市要抓住推动互联网发展的有利契机,持续加强信息基础设施建设,深入推进“宽带中国”“网络强国”战略;同时依托互联网等新一代信息技术,推动地区数字经济发展,加快数字化绿色化协同转型,借助互联网技术改善当地生态效率、促进绿色发展。

第二,要充分考虑互联网发展提升城市生态效率的异质性特征,不同地区要结合当地区位条件、资源禀赋、经济发展水平等,因地制宜制定互联网发展政策,促进互联网在区域间的均衡发展。互联网发展对中西部地区生态效率的改善作用最为明显,因而经济基础相对较差的中西部地区应该抓住互联网发展的科技浪潮,引进相关的人才和技术,打造独具特色的现代化产业体系,通过互联网发展带动生态效率的提升实现“弯道超车”,保护当地生态环境的同时切实推进经济高质量发展;东部和东北地区在生态效率提升层面的促进效应稍次于中部地区,重点应该结合互联网发展水平高的特征,进一步创造良好社会氛围推动互联网发挥更大作用。

第三,产业结构高级化和产业结构合理化在互联网发展提升城市生态效率这一过程中发挥了极其重要的作用,各地要加快产业结构的转型升级步伐,推动战略性新兴产业和未来发展,促进传统产业的改造升级;同时产业发展中要进一步优化能源消费结构,大力发展清

洁能源,提升能源使用效率,推动节能减排工作持续开展,实现“经济生态化”以及“生态经济化”的高质量发展之路。

第四,持续提升城市科技创新能力。政府要加强在生态环境领域的科学技术投入,利用互联网建立跨城市技术创新交流平台,强化不同创新主体的关联,促进科技人才、科学技术等创新要素的跨区域、跨部门流动与合理高效配置,先进科学技术的应用很大程度上可以提高能源使用效率与污染减排,从而达到减排、低碳的效果,催生更多的创新动能。

## 参考文献:

- [1] 曹裕,李想,胡韩莉,等. 数字化如何推动制造企业绿色转型?——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J]. 管理世界,2023,39(03):96-112+126+113.
- [2] 陈超凡,蓝庆新,王泽. 城市创新行为改善生态效率了吗?——基于空间关联与溢出视角的考察[J]. 南方经济,2021,(01):102-119.
- [3] 陈菁泉,刘娜,马晓君. 中国八大综合经济区能源生态效率测度及其驱动因素[J]. 中国环境科学,2021,41(05):2471-2480.
- [4] 陈立泰,李金林,叶长华,许丽珍. 长江经济带城市群产业结构变迁对生态效率的影响研究:2006-2014[J]. 数理统计与管理,2020,39(02):206-222.
- [5] 陈明华,王山,刘文斐. 黄河流域生态效率及其提升路径——基于100个城市的实证研究[J]. 中国人口科学,2020,(04):46-58+127.
- [6] 陈水生. 数字时代平台治理的运作逻辑:以上海“一网统管”为例[J]. 电子政务,2021,(08):2-14.
- [7] 陈晓兰,孟庆港,史佳凝,沈万芳. 中国八大综合经济区生态效率测度及时空演进分析[J]. 经济与管理评论,2022,38(02):109-121.
- [8] 程名望,张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究,2019,36(07):22-41.
- [9] 崔蓉,李国锋. 中国互联网发展水平的地区差距及动态演进:2006~2018[J]. 数量经济技术经济研究,2021,38(05):3-20.
- [10] 邓国营,王思远,田袁果. 儒家传统与收入差距:推进共同富裕的文化力量[J]. 上海财经大学学报,2022,24(05):51-66.
- [11] 邓荣荣,张翱翔,陈鸣. 长江经济带高铁开通对城市生态效率的影响——基于DID与SDID的实证分析[J]. 华东经济管理,2021,35(05):1-11.
- [12] 狄乾斌,孟雪. 基于非期望产出的城市发展效率时空差异探讨——以中国东部沿海地区城市为例[J]. 地理科学,2017,37(06):807-816.
- [13] 董直庆,蔡啸,王林辉. 技术进步方向、城市用地规模和环境质量[J]. 经济研究,2014,(10):111-124.
- [14] 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.
- [15] 郭峰,陈凯. 空间视域下互联网发展对城市环境质量的影响——基于空间杜宾模型和中介效应模型[J]. 经济问题探索,2021,(01):104-112.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] 郭亚军,冯宗宪. 电力消费对生态效率的作用路径及效应研究[J]. 北京工业大学学报(社会科学版),2022,22(01):83-93.

- [19] 韩国高,陈庭富. 互联网发展对城市空气污染影响的机理与效应研究[J]. 财经问题研究,2022,(09):36-46.
- [20] 韩凝春,王春娟. 新生态体系下的新消费、新业态、新模式[J]. 中国流通经济,2021,35(03):121-128.
- [21] 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.
- [22] 何维达,温家隆,张满银. 数字经济发展对中国绿色生态效率的影响研究——基于双向固定效应模型[J]. 经济问题,2022,(01):1-8+30.
- [23] 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,(08):5-23.
- [24] 黄贇琳,蒋鹏程. 数字低碳之路:工业机器人与城市工业碳排放[J]. 财经研究,2023,49(10):34-48.
- [25] 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,(05):100-120.
- [26] 姜智强,刘伊霖,曾智,秦光远. 财政环保支出对农业生态效率的影响研究——来自长江经济带发展战略的经验证据[J]. 经济问题,2022,(06):113-122.
- [27] 李浩,黄繁华. 互联网发展对FDI的影响及机制研究[J]. 国际经贸探索,2021,37(09):68-83.
- [28] 李佳佳,罗能生. 城市规模对生态效率的影响及区域差异分析[J]. 中国人口·资源与环境,2016,26(02):129-136.
- [29] 李江龙,徐斌. “诅咒”还是“福音”:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J]. 经济研究,2018,53(09):151-167.
- [30] 李金林,陈立泰,刘梅. 互联网发展对中国区域绿色经济效率的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2021,31(10):149-157.
- [31] 李雪,吴福象,竺李乐. 互联网发展水平、知识溢出与区域创新能力[J]. 经济经纬,2022,39(03):15-25.
- [32] 梁琦,肖素萍,李梦欣. 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[J]. 经济问题探索,2021,(06):82-92.
- [33] 林熙,刘啟仁,冯桂媚. 智能制造与绿色发展:基于工业机器人进口视角[J]. 世界经济,2023,46(08):3-31.
- [34] 刘传明,马青山. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学,2020,(03):75-88+127-128.
- [35] 罗能生,田梦迪,杨钧,等. 高铁网络对城市生态效率的影响——基于中国277个地级市的空间计量研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(11):1-10.
- [36] 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.
- [37] 荣朝和. 互联网共享出行的物信关系与时空经济分析[J]. 管理世界,2018,34(04):101-112.
- [38] 施炳展. 互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析[J]. 经济研究,2016,51(05):172-187.
- [39] 史丹. 绿色发展与全球工业化的新阶段:中国的进展与比较[J]. 中国工业经济,2018,(10):5-18.
- [40] 孙文远,周浩平. 数字经济对中国城市碳排放的影响效应及其作用机制[J]. 环境经济研究,2022,7(03):25-42.
- [41] 韦施威,杜金岷,潘爽. 数字经济如何促进绿色创新? ——来自中国城市的经验证据[J]. 财经论丛,2022,(11):10-20.
- [42] 汪伟,刘玉飞,彭冬冬. 人口老龄化的产业结构升级效应研究[J]. 中国工业经济,2015(11):47-61.
- [43] 谢康,肖静华,周先波,乌家培. 中国工业化与信息化融合质量:理论与实证[J]. 经济研究,2012,47(01):4-16+30.
- [44] 解春艳,丰景春,张可. 互联网技术进步对区域环境质量的影响及空间效应[J]. 科技进步与对策,2017,34(12):35-42.
- [45] 徐维祥,郑金辉,王睿,等. 黄河流域城市生态效率演化特征及门槛效应[J]. 地理科学,2022,42(01):74-82.

- [46] 许宪春,任雪,常子豪. 大数据与绿色发展[J]. 中国工业经济,2019,(04):5-22.
- [47] 杨莉莎,朱俊鹏,贾智杰. 中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角[J]. 经济研究,2019,54(11):118-132.
- [48] 杨昕,赵守国. 数字经济赋能区域绿色发展的低碳减排效应[J]. 经济与管理研究,2022,43(12):85-100.
- [49] 杨媛. 征信活动、互联网使用与居民贷款可得性[J]. 征信,2022,40(02):13-20.
- [50] 余泳泽,刘凤娟,庄海涛. 互联网发展与技术创新:专利生产、更新与引用视角[J]. 科研管理,2021,42(06):41-48.
- [51] 张华,冯烽. 绿色高铁:高铁开通能降低雾霾污染吗? [J]. 经济学报,2019,6(03):114-147.
- [52] 张建鹏,陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究,2021,47(11):78-93.
- [53] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952-2000[J]. 经济研究,2004,(10):35-44.
- [54] 张艳,郑贺允,葛力铭. 资源型城市可持续发展政策对碳排放的影响[J]. 财经研究,2022,48(01):49-63.
- [55] 左鹏飞,姜奇平,陈静. 互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级[J]. 数量经济技术经济研究,2020,37(07):71-91.
- [56] Basu, S. and J. Fernald. Information and Communications Technology as a General - Purpose Technology: Evidence from US Industry Data[J]. German Economic Review, 2007, 8(2): 146-173.
- [57] Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [58] Choi, C. and M. H. Yi. The Effect of the Internet on Economic Growth: Evidence from Cross - Country Panel Data[J]. Economics Letters, 2009, 105(1): 39-41.
- [59] Higón, D. A., R. Gholami, and F. Shirazi. ICT and Environmental Sustainability: A Global Perspective[J]. Telematics and Informatics, 2017, 34(4): 85-95.
- [60] Johansson, L., V. Epitropou, K. Karatzas, et al. Fusion of Meteorological and Air Quality Data Extracted from the Web for Personalized Environmental Information Services[J]. Environmental Modelling and Software, 2015 (64): 143-155.
- [61] Kolko, J. Broadband and Local Growth[J]. Journal of Urban Economics, 2012, 71(1): 100-113.
- [62] Marx, K. and F. Engels. The Communist Manifesto[M]. London: Penguin, 1848.
- [63] Moutinho, V., M. Madaleno, and P. Macedo. The Effect of Urban Air Pollutants in Germany: Eco-efficiency Analysis Through Fractional Regression Models Applied after DEA and SFA Efficiency Predictions[J]. Sustainable Cities and Society, 2020, 59: 102204.
- [64] Nicholas, B., L. James, R. John, et al. Does Working from Home Work? Evidence from a Chinese Experiment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130(1): 165-218.
- [65] Rashidi, K., A. Shabani, and S. R. Farzipoor. Using Data Envelopment Analysis for Estimating Energy Saving and Undesirableoutput Abatement: A Case Study in the Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD) Countries[J]. Journal of Cleaner Production, 2015, 105(15): 241-252.
- [66] Schaltegger, S. and A. Sturm. Okologische Rationalitat[J]. Die Unternehmung, 1990, 44(4): 273-290.
- [67] Song, Z., S. Kjetil, and Z. Fabrizio. Growing Like China[J]. American Economic Review, 2011, 101(1): 196-233.
- [68] Wang, H. and Y. H. Jin. Industrial Ownership and Environmental Performance: Evidence from China[J]. Environmental and Resource Economics, 2007, 36(3): 255-273.
- [69] Wang, Y. and X. Y. Chen. Natural Resource Endowment and Ecological Efficiency in China: Revisiting Resource Curse in the Context of Ecological Efficiency[J]. Resources Policy, 2020, (66): 101-106.
- [70] Wu, H. T., Y. Xue, and Y. Hao. How Does Internet Development Affect Energy-Saving and Emission Re-

duction? Evidence from China[J]. Energy Economics, 2021a, 103: 105577.

[71] Wu, H., Y. Hao, S. Ren, et al. Does Internet Development Improve Green Total Factor Energy Efficiency? Evidence from China[J]. Energy Policy, 2021b, 153: 112247.

[72] Yang, J., X. M. Li, and S. J. Huang. 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.

## The Impact of Internet Development on Urban Eco-efficiency: Based on the Empirical Analysis of 285 Prefecture-Level Cities in China

Chen Peng<sup>a</sup>, Zhong Xiaoying<sup>b</sup>, Gui Zhou<sup>a</sup>

(a: Guang Zhuo Research Institute of Smart City, China Academy of Information and Communications Technology;

b: Business School Nanfang College • Guangzhou)

**Abstract:** Promoting the improvement of ecological environment and enhancing regional ecological efficiency with the help of internet technology is an inherent requirement for high-quality economic development in the new era. This paper proposes the direct and indirect impact mechanisms of internet development on ecological efficiency at the theoretical level, and empirically tests the data of 285 cities above prefecture level in China from 2005 to 2019 as a sample. The results show that internet development can promote urban eco-efficiency regardless of whether control variables are added or not, and this result is robust under the exclusion of sample cities, replacement of core explanatory variables, and consideration of quasi-natural experiments. Heterogeneity analysis shows that there is significant regional heterogeneity in the impact of internet development on urban eco-efficiency, and the effect of internet development on eco-efficiency in the central and western regions is better than that in the eastern and northeastern regions, and the overall eco-efficiency enhancement effect of the internet development is in the descending order of “west-central-northeast-east”. At the same time, the impact of internet development on the ecological efficiency of non-provincial capital cities, economically underdeveloped cities and non-resource cities is more obvious. The results of the mechanism analysis confirm that the transmission mechanism of the internet affecting urban eco-efficiency is mainly the rationalization of industrial structure, optimization of industrial structure and innovation capacity. Based on this, the article puts forward relevant suggestions around the joint promotion of both.

**Keywords:** Internet Development; Eco-efficiency; Optimization of Industrial Structure; Rationalization of Industrial Structure; Urban Innovation

**JEL Classification:** C33, O33, Q56

(责任编辑:朱静静)