

DOI: 10.19361/j.er.2024.05.07

信息消费何以提升 城市数字化绿色化协同绩效

李 强 唐幼明*

摘要: 本文借助全要素生产率分析框架评价城市数字化绿色化协同发展的绩效水平,同时基于国家信息消费试点市创建的准自然实验,采用 2011—2019 年全国 282 个城市面板数据,实证探究信息消费对城市数字化绿色化协同绩效的影响。结果表明,信息消费显著促进数字化以及绿色化发展,进而有助于提升城市数字化绿色化协同绩效。同时,数字技术创新、就业结构升级以及公众环境偏好是信息消费提升城市数字化绿色化协同绩效的重要渠道。异质性分析发现,信息消费对环境规制较强、市场竞争激烈以及市场规模较大城市的数字化绿色化协同绩效发挥出更大程度的促进作用。本文研究结论为阐释数字赋能高质量发展提供新的视角。

关键词: 信息消费;数字化;绿色化;协同绩效

中图分类号: F49;F063.2

一、问题提出

近年来,我国低成本优势逐步减弱,要素投入驱动的快速增长模式已经难以为继,经济增长的驱动力迫切需要向数字化、绿色化等集约化方向迁移。然而,数字化与绿色化并非各自独立发展的过程。数字化赋能绿色化的同时存在数字信息产业耗能增加的风险,绿色化牵引数字化的能力囿于传统产业绿色发展的意愿。只有推动两者深度融合、协同发展,才能实现数字赋能背景下经济与环境互促共进的双赢,即提升数字化绿色化协同绩效^①。我国高度重视数字化与绿色化的协同发展,《“十四五”国家信息化规划》提出,深入推进绿色智慧生态文明建设,推动数字化绿色化协同发展。系统评估数字化绿色化协同发展的绩效水平并探寻其提升路径,将是实现数字赋能绿色高质量发展的关键。

与此同时,消费升级成为我国经济高质量发展的重要支撑。在全球数字化浪潮下,信息

* 李强,安徽财经大学经济学院,邮政编码:233030,电子信箱:liqiangthesis@126.com;唐幼明,安徽财经大学经济学院,邮政编码:233030,电子信箱:tang1836econ@126.com。

本文得到国家社会科学基金重点项目“人与自然和谐共生目标下减污降碳协同增效长效机制与路径研究”(23AJL014)资助。作者感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

① 本文将数字化绿色化协同绩效定义为数字赋能背景下经济与环境互促共进的双赢,既体现出数字化与绿色化发展的基本特征,也将数字化与绿色化同时纳入生产活动,从而体现出两者的协同发展。具体地,数字赋能的关键在于数字技术在生产流程中的嵌入,体现出数字化发展的过程;经济与环境互促共进意味着追求低碳绿色增长的目标,体现出绿色化发展的目标;数字技术嵌入过程与低碳绿色增长目标的相互影响体现出数字化与绿色化的协同发展。

技术与传统消费深度融合,催生出以信息产品和服务为消费对象的信息消费新业态。得益于国家信息消费试点市创建工作的有效开展,试点城市信息消费增长迅速、创新活跃、辐射广泛,在驱动消费升级与产业变革等方面作用日益凸显。不仅如此,信息消费因其内在的数字技术需求与数字化发展密切关联(王馨等,2023),又因内嵌了互联网消费模式从而有助于绿色化发展。那么,信息消费能否进一步牵引提升城市数字化绿色化协同绩效?其中的机制路径又是如何的?从理论和实践上看,这些问题有待厘清。鉴于此,本文首先参考现有文献对数字化和绿色化发展的内涵界定与特征分析,以包含数字要素投入的绿色全要素生产率衡量数字化绿色化协同绩效,为全面清晰反映全国城市高质量发展水平提供新的考察视角;其次,本文尝试从需求侧入手阐释城市数字化绿色化协同绩效的提升路径,将国家信息消费试点市创建视为准自然实验,运用多期双重差分方法实证检验信息消费对数字化绿色化协同绩效的影响效应及其传导机制,为推动城市数字化绿色化协同发展提供经验参考,对于实现高质量发展亦具有较为重要的现实意义。

二、文献综述

随着消费在宏观需求结构中占比持续提升,更多学者开始关注消费升级对经济发展的影响。这类研究普遍认为,消费层次向中高端升级转型发挥出消费规模扩张的创新诱导效应以及消费结构升级的产业调整效应(Myers and Pauly, 2019; 杨天宇、陈明玉, 2018),进而促进经济高质量发展。而作为消费升级的重要领域,信息消费亦通过推动消费规模与结构变动对经济社会发展产生积极影响(韩律等, 2023)。

数字化与绿色化是产业变革的主要方向,也是学者们关注的热点问题。其中,数字化是数字技术应用的复杂过程(庞瑞芝等, 2021);绿色化则从可持续发展、绿色经济等概念发展而来,特别突出了低碳绿色增长的转型目标(王珊珊等, 2022)。数字化能够通过促进效率改进、产业升级以及技术创新实现绿色化发展(周磊、龚志民, 2022),因此两者存在过程与目标融合的潜在关联;同时,伴随着数字信息产业的快速发展,数字化也存在加剧城市耗能的“锁定效应”,削弱其对绿色发展的推动作用(庞瑞芝、王宏鸣, 2024),数字化还存在耗能不降反升的回弹效应,揭示出数字化与绿色化“相辅相成”的重要性(邱信丰、廖进球, 2024)。基于此,部分研究从耦合协调角度评价我国城市数字化绿色化协同发展水平(周密、乔钰容, 2023)。

综上,学者们围绕消费升级、数字化以及绿色化发展等相关主题进行系统论述,给本文研究提供了宝贵借鉴。然而仍有进一步深入研究的空间:第一,现有研究主要从结构升级与规模扩张双重路径视角探究信息消费对产业结构和效率的影响,鲜有研究关注到信息消费内生技术变革以及随之而来的消费观念转变对绿色化与数字化发展的影响,易于低估其在推动产业变革、经济转型方面的重要作用;第二,现有研究更多关注数字化在区域绿色转型中的积极影响,对绿色化牵引数字化的内容鲜有提及,且缺乏对数字化绿色化协同发展绩效水平的关注。

有别于既有文献,本文的边际创新在于:第一,深化对数字化绿色化协同发展的理解,结合已有文献对数字化与绿色化发展的概念界定,采用全要素生产率分析框架构建同时体现数字化与绿色化发展特征的数字化绿色化协同绩效,并且系统的生产率分析也将数字化引发耗能不降反升的回弹效应等潜在负向因素囊括其中,为考察数字化赋能经济高质量发展提供了新的分析思路;第二,本文以信息消费的内生技术需求为基础,系统探讨其提升数字

化绿色化协同绩效的理论路径,同时关注到信息消费对消费规模扩张、结构升级以及观念转变的深远影响,并基于上述三条路径分别阐释数字技术创新、就业结构升级以及公众环境偏好在信息消费影响数字化绿色化协同绩效中发挥的关键传导作用,为评估信息消费影响提供了较为全面的分析框架。

三、数字化绿色化协同绩效的概念框架和理论机制

(一) 数字化绿色化协同绩效的概念框架

数字化绿色化协同绩效是借以反映地区数字化绿色化协同发展绩效水平的概念,在进一步理论分析其驱动路径之前,有必要厘定其概念框架。

首先,中国信息通信研究院发布的《数字化绿色化协同发展白皮书(2022年)》指出,以数字化赋能绿色化、绿色化牵引数字化的双化协同为抓手,对经济社会生产、生活等领域进行数字化与绿色化升级,实现全面高质量发展。可见,数字化绿色化协同是实现高质量发展的手段,其实质是经济增长模式的转变,包括数字化与绿色化两个方面。然而,数字化与绿色化既可能相互交融又可能相互牵制,两者的深度融合并不会自然发生,需要深刻把握两者概念的联系,主动推动协同发展。实际上,数字化发展是以数字技术嵌入生产流程为主的过程导向,绿色化发展是以低碳绿色增长为主的目标导向,数字化绿色化协同发展正是过程与目标融合的关键契机。由此本文将数字化绿色化协同绩效定义为数字赋能背景下经济与环境互促共进的双赢。

其次,数字化与绿色化服务于经济社会发展需求,因此需要将数字化绿色化协同发展寓于经济增长过程,体现出要素集约化的转型方向。而绿色全要素生产率反映技术进步对经济增长和污染减排的相对贡献,即增长过程中要素利用的集约化程度,已经体现出绿色化发展的目标导向。不仅如此,若合理调整其指标体系,还可以适用于数字化绿色化协同绩效的评价,但是难点在于如何体现出数字化发展的过程导向。实际上,数字化的核心是数字技术在生产流程中的嵌入,这不仅体现为数字技术在生产流程中的直接运用,还伴随着企业数据要素化并进一步指导生产活动、提高经营效率的价值倍增过程。值得注意的是,上述过程离不开数字基础设施与数字技术人才等实体生产要素以及生产经营数据等虚拟生产要素的投入,因此数字化发展过程可以看做投入数字要素(张思思等,2022),并借助要素替代与赋能方式同时实现经济增长与环境改善。

至此,本文将上述分析总结为数字化绿色化协同绩效的概念框架,具体如图1所示。

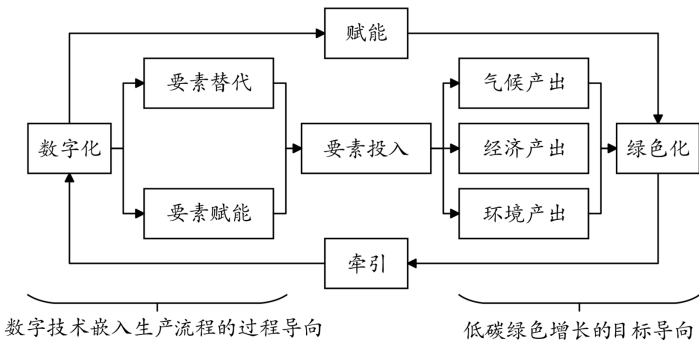


图1 数字化绿色化协同绩效的概念框架图

(二) 理论机制

2013 年起工信部开展了两批次国家信息消费试点市创建,着力打通信息消费堵点,充分释放居民、企业、政府等消费主体的潜在需求。在居民层面,试点城市加快信息基础设施建设,推动光纤入户和公共场所无线网络全覆盖,同时发展居民信息消费体验,为居民获取多样化信息产品与服务创造条件,有助于释放居民信息消费潜力;在企业层面,试点城市鼓励中小企业发展电子商务,可以撬动企业信息服务的技术支持市场;在政府层面,试点城市将智慧政务系统建设纳入信息消费试点内容,扩大了政府信息消费采购规模。经过多年试点,相关城市信息消费迅速,为分析信息消费的经济社会影响提供了良好契机。

信息消费与数字化绿色化协同绩效的内在关联如何?实际上,作为新一轮消费升级的重要领域,信息消费对经济社会的影响并不限于信息消费规模扩张以及随之产生的创新诱导效应,也伴随着消费层次从低端转向中高端的消费结构升级,从而进一步发挥产业调整效应。此外,内嵌互联网消费模式的信息消费还可能引发消费观念的低碳绿色转变,进而对数字化绿色化协同发展产生积极作用。因此,本文将信息消费影响城市数字化绿色化协同绩效的效应来源划分为消费规模扩张、消费结构升级与消费观念转变三个路径,具体的理论框架如图 2 所示。

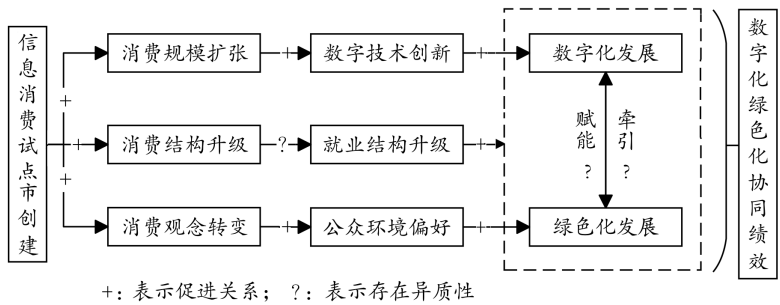


图 2 信息消费影响城市数字化绿色化协同绩效的理论框架图

1. 消费规模扩张视角下的数字技术创新渠道

首先,信息消费能够推动消费规模扩张,促进城市数字技术创新。一方面,从创新动机看,根据“需求引致创新”理论,为了获取信息消费规模扩张的超额利润,相关企业将加强与数字信息产品相关的创新研发力度;信息消费还顺应了大规模个性化定制的消费趋势,在逐渐扩大的多样化消费需求下,企业更倾向于通过技术创新开发出差异化的新产品,以此构筑起坚固的市场竞争优势 (Arrow, 1962)。另一方面,从创新能力看,根据“干中学”理论,企业扩大投资和生产规模不仅能获取更大的市场份额和利润,还可以在充分利用现有技术的同时提高技术改进的可能性,所形成的“技术堆积”将加速企业内生性的技术变革 (张慧毅, 2014)。此外,更大的市场规模有助于发挥“规模经济”效应,摊薄企业技术创新风险与成本,促进企业研发投入和自主创新能力的提升 (范红忠, 2007)。综上,信息消费有效促进数字信息企业创新动机与能力的提升,进而提高城市数字技术创新产出。

其次,数字技术创新能够实现数字化赋能绿色化,最终提升数字化绿色化协同绩效。从我国产业发展的现实情况来看,对于数量多、占比高、急需转型的传统行业而言,数字技术创新能力不足是制约其数字技术应用的重要原因 (Ferreira et al., 2019)。而在信息消费快速发展的背景下,数字信息企业在通过数字创新活动加快自身数字化发展的同时,也为数字技术

在传统行业中的广泛应用作出贡献。具体地,信息消费伴随着信息网络的完善,可以促进数字技术与相关知识在各行业间的扩散;此外,数字技术在应用行业和场景方面具有很强的普适性与通用性,意味着传统行业也能够利用溢出的数字技术创新成果建立数字化的生产过程,实现数字要素的深度嵌入并借此优化资源配置方式和提高生产效率,同时降低生产能耗和资源损耗,提升区域绿色生产水平(周磊、龚志民,2022),最终实现数字化绿色化协同绩效提升。然而,信息消费在推动数字化的同时也伴随着数字信息产业扩张,可能造成耗能与碳排放加剧,进而削弱协同绩效提升程度。特别是在环境规制强度较低的地区,由于缺乏必要的政策引导与行政监督,地区电力系统以及各产业部门的低碳绿色投入相对不足,此时数字化引发的数字信息产业比重增加更可能造成能源消耗不降反升的回弹效应,甚至会抵消信息消费对数字化绿色化协同绩效的提升作用。基于此,本文提出假说1。

假说1:信息消费通过促进数字技术创新实现数字化赋能绿色化,从而间接提升数字化绿色化协同绩效,但也因数字化能源回弹效应差异而在环境规制强度不同的地区间存在异质性。

2.消费结构升级视角下的就业结构升级渠道

信息消费通过促进就业结构升级直接提升城市数字化绿色化协同绩效。从消费升级的概念含义来看,信息消费契合消费层次从低端转向中高端的消费升级内涵。因此,伴随着信息消费,城市消费层次也相应地从生存型消费转向中高端的发展型和享受型消费,所引致的消费结构升级意味着市场对产品质量要求提高(杨天宇、陈明玉,2018)。更高层次的消费需求将加剧企业在品质、性能、服务等方面的竞争程度,牵引劳动、资本等生产要素跨行业转移,促进人才向服务业以及高技术行业等中高端行业集聚,进而实现城市就业结构升级(韩律等,2023)。此外,从消费升级的驱动因素来看,信息消费模式内嵌的信息技术能够突破产品销售活动的时空限制,从而在扩大供给范围的同时使小众市场因消费者的增多而实现服务规模扩大,由此形成的“长尾效应”使得差异化、个性化生产收益高于规模生产收益成为可能(赵晓阳等,2023)。可见,信息消费能够更大程度地释放国内市场需求潜能,最终在加快消费结构升级的同时也强化了市场主体的极化趋势以及市场机制的“优胜劣汰”作用。综上,信息消费通过顺应以及强化消费升级趋势,促进中高端产业人才集聚进而加快城市就业结构升级。

当前,消费需求与生产过程加速融合,市场竞争的关键转变为如何满足顾客本身提出的个性化需求(陈冬梅等,2020)。及时获悉消费者偏好从而更好地配置生产要素已经是企业应对消费结构升级的重要手段,企业有强烈动机通过数字化发展提高自身在产品市场中的竞争力(王馨等,2023)。因此,在市场机制引发中高端产业人才集聚的同时,地区企业数字化发展的平均水平也会随之提高。更为关键的是,消费结构升级所引发的要素流动与就业结构升级扩充了中高端产业的人才储备,为其借助数字化发展以实现供求信息精准匹配提供了必要的人才支撑(祝合良、王春娟,2021)。不仅如此,消费结构升级所推动的产业替代具有高端服务业占比增加的倾向(陈冲、吴炜聪,2019),逐渐淘汰高污染、高耗能的落后产能,城市经济也相应呈现出绿色化的转型趋势。由此可见,信息消费所引发的要素流动与就业结构升级也是城市数字化绿色化协同发展的过程,进而直接提升城市数字化绿色化协同绩效。但是,信息消费对数字化绿色化协同绩效的促进作用也受制于市场机制选择效应的强弱,当市场竞争程度不足时,信息消费过程中的消费结构升级难以有效促进行业间的要素

流动,从而最终无法实现数字化绿色化协同绩效提升。基于此,本文提出假说 2。

假说 2:信息消费能够推动就业结构升级从而直接提升数字化绿色化协同绩效,但也因市场机制的选择效应程度差异而在市场竞争程度不同的地区间存在异质性。

3. 消费观念转变视角下的公众环境偏好渠道

首先,信息消费能够推动消费观念转变,提升公众环境偏好。从消费意愿角度看,环境认知是影响消费者绿色低碳消费意愿与行为偏好的关键因素(Chen et al., 2014)。随着城市信息消费业务迅速扩张,移动通讯设备、智能终端等信息产品在居民中得以普及,有利于突破信息传播的时空隔阂,提高信息传播速度,拓宽知识获取途径,为公众搜寻环境信息提供便捷手段。最终,信息消费有效提升消费者对环境压力的认知水平,推动居民消费观念向绿色低碳方向转变。从消费能力角度看,绿色产品获取门槛的降低可以有效提升居民的绿色低碳消费行为(Hu and Meng, 2023)。信息消费不断催生诸如电子商务、共享经济等绿色低碳的消费业态,从而降低绿色低碳产品的获取难度,扩宽消费者践行绿色低碳消费方式的渠道,有利于提高绿色低碳产品在社会群体中的普及范围与接受程度,通过产品的“触达能力”增强用户和消费者的环保意识。综上,信息消费借助提升居民环保认知和环保意识推动公众环境偏好的形成。

其次,公众环境偏好能够实现绿色化牵引数字化,最终提升数字化绿色化协同绩效。总的来看,公众环境偏好是企业环境表现提升的推动力。一方面,根据显示性偏好理论,公众环境偏好反映为公众改善环境的支付意愿,因此公众环境偏好促成消费者对绿色产品的需求而降低传统企业的潜在利润,倒逼传统企业通过绿色技术创新、引进环保设备等手段实现绿色化发展。另一方面,由于绿色创新是一个系统工程,存在创新初期资源匮乏、创新过程效率低下、创新末期营销困难等问题,需要借助数字化赋能从多层面共同推进(刘海曼等, 2023)。因此,在公众环境偏好等引发的环境治理压力下,传统企业的绿色化发展与转型需求也相应催生新的数字技术应用并加快数字化发展(周密、乔钰容, 2023),最终实现城市数字化绿色化协同绩效的提升。但是,考虑到数字经济与传统经济存在较大的技术差异,传统企业数字技术应用的机会成本较大(许恒等, 2020),因而当市场规模不足从而导致绿色化的投资回报偏低时,过高的成本负担将削弱传统企业借助数字技术实现节能减排的意愿,从而减少绿色环境偏好对传统企业数字化发展的牵引作用,最终也可能无法提升数字化绿色化协同绩效。基于此,本文提出假说 3。

假说 3:信息消费可以提升公众环境偏好实现绿色化牵引数字化,从而改善数字化绿色化协同绩效,但也因绿色化的投资回报水平差异而在市场规模不同的地区间存在异质性。

四、研究设计

(一) 模型设定

国家信息消费试点市创建是反映信息消费需求冲击的准自然实验。参考王馨等(2023)的做法,本文构建了如下双向固定效应多期双重差分模型:

$$\ln DGSP_{it} = \alpha_0 + \beta IC_{it} + \eta Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: $\ln DGSP_{it}$ 为第 i 个城市第 t 年的数字化绿色化协同绩效; IC_{it} 为政策虚拟变量, $IC_{it} = 1$ 表示第 i 个城市第 t 年已经获批国家信息消费试点市, 否则为 0; $Control_{it}$ 表示控制变量; μ_i 、 λ_t 分别表示个体效应和时间效应; ε_{it} 表示随机扰动项。 β 即为本文核心政策的影响

效应。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量是数字化绿色化协同绩效($\ln DGSP$),指的是数字赋能背景下经济与环境互促共进的双赢。接续数字化绿色化协同绩效的概念框架,本文立足于全要素生产率分析框架,构建其投入产出指标体系,并基于数据包络方法进行指标测算。

首先,关于投入产出指标的选取,需要同时体现数字化和绿色化的特征。一方面,为了反映数字化的过程导向,本文将能够综合反映实体和虚拟数字要素投入的数字经济指数纳入作为要素投入。具体地,本文以每百人互联网用户数、每百人移动电话用户数、人均电信业务总量反映数字基础设施投入情况,以计算机服务和软件从业人员占比反映数字技术人才投入情况,以数字普惠金融指数间接反映生产经营数据等虚拟生产要素的投入情况,并采用主成分分析法对上述 5 个指标进行降维加权求和得到数字经济指数。另一方面,为了反映绿色化的结果导向,本文将能够同时反映环境污染和碳排放情况的减污降碳指数作为非期望产出。具体地,本文以工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、工业烟尘排放量衡量环境污染情况,以二氧化碳排放量衡量碳排放情况,并基于全局熵值法对上述 4 个指标进行加权求和得到减污降碳指数。基于此,本文设定了如表 1 所示的数字化绿色化协同绩效的指标体系:(1)要素投入包括劳动力、资本存量、能源、数字经济指数;(2)期望产出为地区生产总值;(3)非期望产出为减污降碳指数。

其次,关于测度方法的选取,考虑到数据包络分析适用于多投入多产出的效率问题,本文参考成刚(2014)的方法,采用纳入非期望产出、规模报酬可变的全局 Super-SBM 模型测算 GML 指数,并假设各城市 2011 年的绿色全要素生产率为 1,累乘得到 2011—2019 年全国 282 个城市包含数字要素投入的绿色全要素生产率,最终取其自然对数表征城市数字化绿色化协同绩效($\ln DGSP$)。同时,本文以数字经济指数和减污降碳指数分别反映数字化发展(D)和绿色化发展(G),并进行结构分析。

表 1 数字化绿色化协同绩效的投入产出指标体系

一级指标	二级指标	说明
要素投入	劳动力	以城镇单位从业人员人数与城镇私营和个体从业人员人数之和求得
	资本存量	参考单豪杰(2008)的方法,采用永续盘存法求得
	能源	以城市灯光总值占全省灯光总值的比重将省份能源消费量(万吨标准煤)匹配到市得到
	数字经济指数	以每百人互联网用户数、每百人移动电话用户数、人均电信业务总量、计算机服务和软件从业人员占比、数字普惠金融指数 5 个指标构建起综合反映实体和虚拟数字要素投入的数字经济指数指标体系,采用主成分分析法降维加权求和得到
期望产出	地区生产总值	以 2011 年为基期,结合各地级市所在省份地区生产总值价格平减指数进行修正得到
非期望产出	减污降碳指数	结合经正向标准化的工业废水排放量(亿吨)、工业二氧化硫排放量(万吨)、工业烟尘排放量(万吨)以及二氧化碳排放量(亿吨),采用全局熵值法求得各指标权重并加权求和得到

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是信息消费(IC),即反映国家信息消费试点市创建情况的虚拟变

量。具体地,如果城市 i 在 t 年获批国家信息消费试点市,那么设定该城市在 t 年及以后 IC 为 1,否则设定 IC 为 0。由于政策时滞,本文将第一批时点(2013 年 12 月公布)视为 2014 年,第二批时点仍为 2015 年。需要说明的是,个别地级市代管的县级市获批国家信息消费试点市,考虑到县级试点政策刺激效果相对有限,也将其所在的地级市视为对照组。最终筛选得到 85 个地级及以上国家信息消费试点市^①。

3.控制变量

本文选取如下控制变量:(1)经济发展($\ln Light$):夜间灯光数据近似反映了地区经济发展状况,因此本文采用灯光密度的自然对数作为经济发展的代理变量;(2)产业结构($Service$):本文采用第三产业产值占比表征;(3)外商投资(FDI):采用外商直接投资额与地区生产总值之比表征;(4)技术与研发($\ln Inn$):选用寇宗来和刘学悦(2017)计算并公开的城市创新指数,取其自然对数表示;(5)人口集聚($\ln PD$):采用地区人口密度的自然对数表示;(6)财政收入水平(FR):采用财政收入与地区生产总值的比值衡量;(7)政府科技支出($Science$):采用政府科技财政支出占地区生产总值的比重衡量。

(三)数据说明

本文采用 2011—2019 年全国 282 个地级及以上城市面板数据进行计量检验。主要变量的基础数据来源为:(1)计算资本投入所需的省级固定资产形成价格指数和地区生产总值价格平减指数来源于《中国统计年鉴》;(2)计算能源投入所需的省级层面能源消费量数据来源于《中国能源统计年鉴》;(3)计算技术与研发所需的创新指数为寇宗来和刘学悦(2017)测算并公开的数据资料;(4)计算灯光密度和地级市灯光比重的夜间灯光数据来源于 Chen 等(2021)测算并公开的数据资料;(5)计算数字经济指数所需的数字普惠金融指数来源于北京大学数字普惠金融中心;(6)计算减污降碳指数所需的城市层面碳排放数据来源于美国橡树岭 CO₂分析中心全球碳排放数据库;(7)其他的地级市层面数据如无特殊说明,均来自《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》、省市统计年鉴,缺失值采用年均增长率予以补齐。数据处理及分析在 Stata16、Arcgis10.3 以及 Matlab2020b 中完成。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

类别	变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$\ln DGSP$	数字化绿色化协同绩效	2 538	-0.1293	0.2141	-1.3416	0.7399
	D	数字化发展	2 538	0.2406	0.1038	0.0212	1.0082
	G	绿色化发展	2 538	0.0711	0.0635	0.0014	0.5016
解释变量	IC	信息消费	2 538	0.1655	0.3717	0	1
控制变量	$\ln Light$	经济发展	2 538	0.6860	1.3856	-3.2508	4.4187
	$Service$	产业结构	2 538	0.4158	0.1049	0.1015	0.8352
	FDI	外商投资	2 538	0.0213	0.0597	0.0000	1.2820
	$\ln Inn$	技术与研发	2 538	1.1023	1.8088	-4.4792	7.5823
	$\ln PD$	人口集聚	2 538	7.9723	0.7589	4.9669	9.6195
	FR	财政收入水平	2 538	0.0786	0.0281	0.0234	0.2451
	$Science$	政府科技支出	2 538	0.0030	0.0049	0.0000	0.0829

①国家信息消费试点市名单作者留存备案。

五、实证分析

(一) 平行趋势检验

双重差分有效估计的前提是满足平行趋势假设。因此,本文以政策实施的前一年为基期,通过考察政策实施之前的动态效应进行平行趋势检验,结果如图 3 所示。不难发现,在 90%的置信区间下,政策实施前系数在 0 值上下波动,且均不显著异于 0,表明在政策实施之前实验组和对照组被解释变量变化趋势并不存在显著性差异,平行趋势假设成立。同时,获批当年系数立即由负转正,且获批之后系数基本显著为正,初步表明信息消费显著促进城市数字化绿色化协同绩效提升。

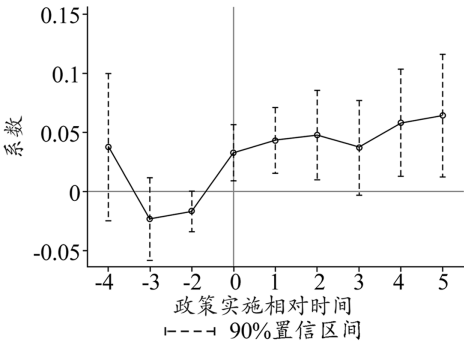


图 3 平行趋势检验示意图

(二) 基准回归与结构分析

本文采用双向固定效应模型进行双重差分估计,回归结果如表 3 所示。

表 3 基准回归与结构分析的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnDGSP	lnDGSP	D	D	G	G
IC	0.0512** (2.42)	0.0542*** (2.62)	0.0079* (1.70)	0.0078* (1.73)	-0.0136*** (-3.51)	-0.0133*** (-3.49)
lnLight		0.0282** (2.00)		-0.0017 (-0.72)		0.0051** (2.44)
Service		-0.1123 (-0.99)		0.0264 (0.84)		-0.0043 (-0.25)
FDI		-0.0751 (-0.74)		0.0075 (0.49)		0.0074 (0.58)
lnInn		-0.0367* (-1.87)		0.0067* (1.89)		0.0027 (0.88)
lnPD		0.003 (-0.19)		-0.0024 (-0.87)		-0.0008 (-0.31)
FR		-1.1352*** (-3.27)		-0.0669 (-0.99)		-0.0689 (-1.06)
Science		1.1386* (1.67)		0.1552 (1.35)		-0.1691* (-1.81)
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.1377*** (-39.25)	0.0407 (0.28)	0.2393*** (312.58)	0.2461*** (9.91)	0.0734*** (114.53)	0.0811*** (3.72)
观测值	2 538	2 538	2 538	2 538	2 538	2 538
R ²	0.656	0.663	0.919	0.920	0.908	0.909

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,() 内为 t 值。

表3中,第(1)列和第(2)列报告了加入控制变量前后信息消费对数字化绿色化协同绩效($\ln DGSP$)的基准回归估计结果。此外,为了提高基准回归的稳健性,探究信息消费是否同时促进了城市数字化发展和绿色化发展,第(3)—(6)列依次报告了加入控制变量前后信息消费对数字化发展(D)和绿色化发展(G)的结构分析估计结果。基准回归估计结果显示,无论是否加入控制变量,信息消费均显著提升了城市数字化绿色化协同绩效。结构分析估计结果显示,一方面, IC 对数字化发展的影响系数均显著为正,信息消费加大了城市数字要素投入,促进数字要素或技术对城市各生产部门的嵌入,从而实现数字化发展;另一方面, IC 对绿色化发展的影响系数显著为负,信息消费显著减少了工业污染物和二氧化碳排放,从而实现城市绿色化发展目标。在信息消费试点市创建背景下,信息消费确实促进了数字化绿色化协同发展,进而提升城市数字化绿色化协同绩效。

(三) 稳健性检验

为了增加基准回归结果的稳健性,本文采取如下实证策略进行稳健性检验。

一是安慰剂检验。为排除不可观测因素干扰,本文采取随机抽取政策时点的方式进行多期 DID 安慰剂检验。具体而言,首先为 282 个城市随机选取政策时点,生成虚构的政策虚拟变量 IC^* ,然后代入基准模型回归,提取虚拟变量 IC^* 的估计系数,重复上述操作 1 000 次,图 4 报告了 1 000 次随机分配后回归估计的结果。如图 4(a)所示,虚构变量的估计系数集中分布在 0 附近且近似服从正态分布;如图 4(b)所示,绝大部分估计系数的 P 值大于 0.1,且本文的基准回归估计系数(0.0542)是明显的异常值,证实基准回归估计结果不太可能是由不可观测因素扰动造成的。

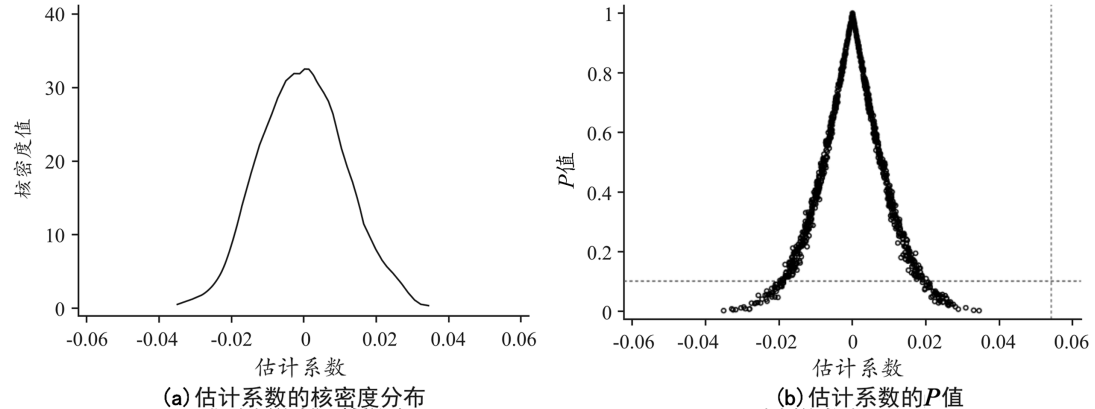


图4 安慰剂检验示意图

二是 Bacon 分解。在控制双向固定效应情形下,如果处理效应存在组别和时间异质性,那么多期 DID 估计量就存在“负权重”偏误(Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020)。实际上,多期 DID 估计量是多个双时段双组别传统 DID 估计值的加权平均效应,包括早处理组 VS 晚处理组、晚处理组 VS 早处理组、早处理组 VS 从未处理组、晚处理组 VS 从未处理组四类子样本^①。其中,“晚处理组 VS 早处理组”DID 估计量与真实的平均处理效应方向可能相反,是“负权重”偏误的主要成因,只有在其权重较小时 DID 估计结果才可信。因此,本文运

^①Bacon 分解将所有样本划分为早处理组、晚处理组、从未处理组,而前两组又构成了处理组。早处理组表示较早获批试点(第一批)的城市样本;晚处理组表示较晚获批试点(第二批)的城市样本;从未处理组表示从未获批试点的城市样本。“早处理组 VS 晚处理组”所代表的子样本是保留较早获批试点城市样本为实验组,保留较晚获批试点城市样本作为对照组。剩余三组含义类似。

用 Bacon 分解方法考察双向固定效应处理下多期双重差分估计的偏误程度。根据 Bacon 分解结果^①，“晚处理组 VS 早处理组”DID 估计量为-0.0292,对应的权重仅为 2.02%,而“处理组 VS 从未处理组”DID 估计量为 0.0525,对应的权重高达 96.76%,表明“负权重”问题并不严重,基准回归估计结果真实可信。

三是两阶段 DID 检验。为排除组别和时间异质性情形下“负权重”问题对双向固定效应 DID 估计量的潜在影响,Butts 和 Gardner(2022)率先提出了一个两阶段 GMM 估计框架,该方法在第一阶段识别组别效应和时期效应,然后在第二阶段将其剔除,再对处理变量进行回归,以获得异质性稳健 DID 估计量。因此,本文引入两阶段 DID 模型进行系数估计,具体结果如表 4 第(1)列。结果显示,IC 估计系数仍然显著为正,进一步增强了基准回归的稳健性。

四是 PSM-DID 检验。数字信息产业水平更高的城市更可能获批成为信息消费试点市,而这些城市数字化绿色化协同绩效往往更高,因此可能存在自选择偏误,采取 PSM-DID 方法进行检验。本文首先基于 *k* 近邻 1:3 卡尺匹配筛选出具有相同控制变量特征的样本数据,然后基于匹配后样本数据重新进行回归,结果见表 4 第(2)列。不难发现,在尽可能减缓自选择偏误后,核心解释变量系数虽略有下降,但仍至少在 10%的水平上显著为正,增强了基准回归的稳健性。

五是控制省份时间趋势。为了排除省份层面不可观测因素干扰,本文在个体时间双固定效应的基础上控制了省份效应和省份时间交互效应,重新进行双重差分估计,相关结果如表 4 第(3)列所示。不难发现,核心解释变量系数的数量级与显著性并没有改变,表明信息消费稳健地提升了城市数字化绿色化协同绩效。

六是排除同期政策干扰。低碳城市试点 *LC*、创新型城市试点 *IPC* 以及自贸区 *FTA* 等政策也可能提高数字化绿色化协同绩效,因此,设置相应的政策虚拟变量作为解释变量纳入基准回归,重新进行双重差分估计,相关结果如表 4 第(4)列所示。*IC* 依然显著且系数为正,基本证实核心结论的稳健性。

表 4 稳健性检验估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	两阶段 DID 检验	PSM-DID 检验	控制省份时间趋势	排除同期政策干扰
IC	0.0623 *** [3.01]	0.0394 * (1.93)	0.0443 ** (2.15)	0.0467 ** (2.26)
LC				0.0485 ** (1.97)
IPC				0.0392 (1.55)
FTA				0.0389 (1.33)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份效应	NO	NO	YES	NO
省份时间交互效应	NO	NO	YES	NO
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
_cons	-	0.0277 (0.19)	0.0674 (0.47)	0.0311 (0.21)
观测值	2 538	2 269	2 493	2 538
R ²	-	0.702	0.748	0.665

注：***、**、* 表示在 1%、5%、10%的水平上显著,[] 内为 *z* 值,() 内为 *t* 值。

①篇幅所限,留存备索。

(四) 内生性处理

信息消费试点市并非被随机设立,一些数字基础设施更完善的城市更易获得试点资格,而此类城市的产业结构层次往往较高,数字化和绿色化发展水平也高于其他城市。因此,数字化绿色化协同绩效水平提升更快的城市有更大几率成为试点城市,即存在反向因果干扰。为了解决由此引发的内生性问题,本文借鉴徐细雄和李万利(2019)的做法,尝试以古代书院数量构建工具变量。同时,鉴于该数据为截面数据,将各城市书院数量加 1 取自然对数后与某城市所在省份当年已有试点城市占比交乘,得到工具变量 *IV*。

从理论上,该工具变量的选择满足了相关性和外生性假设。一方面,古代书院数量多的地区往往更为重视教育和人力资本的积累,而无论是信息产业发展还是信息消费都对地区人力资本水平和居民教育素养具有较高的要求(尹世杰,2004),因此这些地区因具有更明显的信息产业发展基础以及信息消费规模与潜力而更可能获得试点资格。另一方面,古代书院难以影响城市数字化与绿色化发展水平,因此具备外生性。工具变量检验与回归估计结果如表 5 所示。第一阶段估计结果表明,该工具变量的系数显著为正,且 K-P rk LM 统计值对应的 *P* 值小于 0.01,不存在识别不足问题,表明工具变量对城市获批为试点城市具有显著的正向影响,符合预期;同时,工具变量的 K-P rk Wald F 统计值远大于 10% 水平上的临界值,证明不存在弱工具变量问题,最终表明本文工具变量的选取是合适的。第二阶段估计结果表明,在考虑内生性后,*IC* 系数仍然显著为正,表明信息消费确实促进了城市数字化绿色化协同绩效的提升。

表 5 工具变量回归结果

	(1)	(2)
	<i>IC</i>	<i>lnDGSP</i>
<i>IC</i>		0.2826*** [4.35]
<i>IV</i>	0.2126*** (6.96)	
控制变量	YES	YES
时间效应	YES	YES
个体效应	YES	YES
观测值	2 493	2 493
<i>R</i> ²	0.299	0.072
K-P rk LM 统计值	8.947 [0.0028]	
K-P rk Wald F 统计值	48.384 [16.38]	

注:为了得到 *R*²,这里采用 xtivreg2 命令进行回归。K-P rk LM 统计值对应方括号内为其 *P* 值;K-P rk Wald F 统计值对应方括号内为 Stock-Yogo weak ID 检验的 10% 临界值。*** 表示在 1% 的水平上显著,[] 内为 *z* 值,() 内为 *t* 值。

六、机制检验

理论部分提出,信息消费通过促进数字技术创新、就业结构升级以及公众环境偏好提升城市数字化绿色化协同绩效。为了证实上述假说,本文采用逐步回归和异质性分析相结合的方式加以验证。同时,在进行异质性分析时,为了增强不同组别估计系数的可比性,本文仅对基准回归中被选为试点城市的实验组进行分组,并将所有的非试点城市作为对照组。

(一) 数字技术创新渠道

专利授权数是城市创新能力的具体表现。根据二元创新理论,企业创新活动包括连续

性、渐进性的渐进式创新以及彻底变革、不连续的突破式创新两类。其中,前者是对既有技术与产品的小幅度改进,而后者则涉及对新产品、新技术以及新市场的探索与发现。在此基础上,为了全面考察信息消费背景下城市数字技术创新活动的变化情况,本文从专利的技术含量与申请难度角度切入,分别采用每万人数字经济相关发明专利授权数和数字经济相关实用新型专利授权数衡量城市突破式数字技术创新 DP_1 与渐进式数字技术创新 DP_2 ,数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)的数字经济研究数据库(DERD),该数据库由《国际专利分类与国民经济行业分类参照关系表(2018)》与《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》匹配得到数字技术相关的IPC分类号,并以此为基准筛选出地区数字专利数据,能够较好反映一地数字化发展相关的技术创新水平,这也与本文理论部分所提及的数字技术创新概念基本契合。此外,若观察到突破式数字技术创新对数字化绿色化协同绩效起到更为明显的促进作用,则可以进一步增强相关数据选取的可靠性。主要的逻辑在于:企业数字化发展涉及经营管理体系、生产工艺流程的全方位升级改造,具有资源投入多、技术门槛高的特点(黄大禹等,2022)。因而相比于技术含量较低的渐进式数字技术创新,突破式数字技术创新更利于实现数字技术对生产、销售等企业经营管理全过程的赋能作用,进而促进数字化绿色化协同绩效的提升,即实现更高质量的可持续数字化发展。相关估计结果如表6所示。

表 6 数字技术创新渠道检验

	突破式数字创新		渐进式数字创新		环境规制	
					强	弱
	DP_1	$\ln DGSP$	DP_2	$\ln DGSP$	$\ln DGSP$	$\ln DGSP$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IC	1.3831 *** (3.66)	0.0444 ** (2.15)	1.7406 *** (3.47)	0.0496 ** (2.32)	0.0875 *** (4.11)	-0.0399 (-0.99)
DP_1		0.0071 *** (2.78)				
DP_2				0.0027 (1.27)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$-cons$	2.3478 (1.18)	0.0241 (0.17)	4.9545 *** (2.95)	0.0275 (0.19)	0.0892 (0.59)	-0.0561 (-0.37)
观测值	2 538	2 538	2 538	2 538	2 367	2 043
R^2	0.835	0.666	0.837	0.663	0.668	0.656

注:***、** 分别表示在 1%、5%的水平上显著,() 内为 t 值。

从表 6 第(1)—(4)列不难发现,信息消费同时促进了突破式与渐进式数字技术创新,同时仅有突破式数字技术创新才能进一步提升城市数字化绿色化协同绩效。综上,数字技术创新确实是信息消费提升数字化绿色化协同绩效的重要传导机制。

与此同时,在数字化赋能绿色化的过程中,也伴随着数字信息产业比重的增加。此时,数字化可能引发能源消费不降反升的回弹效应。特别是在环境规制较弱的地区,由于缺乏必要的政策引导与行政监督,数字经济部门超前过度发展,造成更大程度的能源消费反弹态势,由此难以提升数字化绿色化协同绩效。为了检验上述异质性假说,本文以是否为环保重点城市作为环境规制强弱的衡量指标,将试点城市样本划分为强环境规制和弱环境规制两个子样本,然后均与作为对照组的非试点城市样本进行合并,得到估计结果可比的两组研究

样本,重新进行分组的双重差分回归估计,具体如表 6 第(5)列和第(6)列所示。可以发现,强环境规制地区信息消费系数显著为正,弱环境规制地区信息消费系数为负。上述结果表明,数字化赋能绿色化的同时也存在潜在的能源回弹效应。

(二) 就业结构升级渠道

本文参考韩律等(2023)的做法,以高端服务业就业人数占地区就业人数的比重衡量就业结构升级 Up 。其中,高端服务业包括“金融业”、“信息传输、计算机服务和软件业”、“租赁和商业服务业”以及“科研、技术服务和地质勘查业”。高端服务业占比越高,间接反映一地接受过培训的高技能人才储备更为充足,为信息消费背景下数字化发展提供了必要的人才支撑;同时,高端服务业就业人数占比提升的过程也是高端服务业淘汰高污染高耗能产能的过程。这些数据特征都与前述理论机制部分所提出的就业结构升级相契合,因此从理论角度分析,本文的变量选取较为合适。相关估计结果如表 7 第(1)列和第(2)列所示,可以发现,信息消费加快了就业结构升级,同时就业结构升级也促进城市数字化绿色化协同绩效提升。因此,就业结构升级是信息消费提升数字化绿色化协同绩效的重要传导机制。

与此同时,在消费结构升级牵引就业结构升级的进程中,市场机制的选择效应是产业更迭、“优胜劣汰”的基础,特别是在强市场竞争的地区,市场机制能够发挥更为完善的筛选功能,最终通过根源性的结构调整促进地区数字化绿色化协同绩效的提升。为了检验上述异质性假说,本文以基于樊纲等(2011)研究方法测算的市级层面市场化指数衡量市场竞争程度,按照样本期市场化指数均值的中位数将试点城市样本划分为强市场竞争与弱市场竞争两个子样本,然后均与作为对照组的非试点城市样本进行合并,得到估计结果可比的两组研究样本,重新进行分组的双重差分回归估计,具体如表 7 第(3)列和第(4)列所示。可以发现,强市场竞争地区信息消费系数显著为正,弱市场竞争地区信息消费系数为正但不显著。上述结果表明,市场机制的选择效应在需求引致产业变革的过程中发挥基础性作用。

表 7 就业结构升级渠道检验

	就业结构升级		市场竞争	
	Up	$\ln DGSP$	强	弱
			$\ln DGSP$	$\ln DGSP$
	(1)	(2)	(5)	(6)
IC	0.0079 *** (3.35)	0.0490 ** (2.42)	0.0740 *** (3.00)	0.0320 (1.02)
Up		0.6518 * (1.88)		
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
$-cons$	0.0584 *** (4.00)	0.0026 (0.02)	0.0037 (0.02)	0.0320 (0.21)
观测值	2 538	2 538	2 241	2 169
R^2	0.862	0.664	0.666	0.656

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,() 内为 t 值。

(三) 公众环境偏好渠道

居民网络搜索行为反映其行为偏好和对社会热点事件的关注程度,同时百度搜索又是中国市场占有率最大的搜索引擎。因此,本文采用“环境污染”关键词的百度搜索指数作为

地区公众环境偏好的代理变量。具体地,本文首先采用 Python 软件爬取 2011 年 1 月 1 日—2019 年 12 月 31 日城市层面“环境污染”百度搜索指数的日均值;其次,计算各地相关指数的年均值并进行正向标准化处理,从而得到全国 282 个城市 2011—2019 年公众环境偏好指数 *PEP*。基于此,相关估计结果如表 8 第(1)列和第(2)列所示,可以发现,信息消费显著促进公众环境偏好,同时公众环境偏好显著提升数字化绿色化协同绩效。因此,公众环境偏好是信息消费提升数字化绿色化协同绩效的重要传导机制。

与此同时,绿色化赋能数字化的能力也受制于绿色化的投资回报水平。特别是在市场规模较小的地区,传统企业绿色化发展的潜在回报不足,从而削弱传统企业通过数字技术赋能绿色化发展的意愿,因而难以进一步牵引地区数字技术应用与数字化发展,最终无法提升数字化绿色化协同绩效。为了检验上述异质性假说,本文参考刘和东(2013)的思路与方法,同样考虑到市场规模是由一定范围内居民数量与收入的乘积所决定,因此选取城镇单位在岗职工工资总额作为城市市场规模大小的衡量指标,按样本本期城镇单位在岗职工工资总额均值的中位数将试点城市样本划分为大市场规模与小市场规模两个子样本,然后均与作为对照组的非试点城市样本进行合并,得到估计结果可比的两组研究样本,重新进行分组的双重差分回归估计,具体如表 8 第(3)列和第(4)列所示。可以发现,市场规模大的地区信息消费系数显著为正,市场规模小的地区信息消费系数显著为负。上述结果表明,绿色化的投资回报水平影响数字化绿色化协同发展进程。

表 8 公众环境偏好渠道检验

	公众环境偏好		市场规模	
			大	小
	<i>PEP</i>	$\ln DGSP$	$\ln DGSP$	$\ln DGSP$
	(1)	(2)	(5)	(6)
<i>IC</i>	0.0616 *** (5.34)	0.0387 * (1.83)	0.0904 *** (4.04)	-0.0608 * (-1.89)
<i>PEP</i>		0.2514 ** (2.47)		
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	0.1600 *** (4.15)	0.0004 (0.00)	0.0698 (0.46)	-0.0324 (-0.21)
观测值	2 538	2 538	2 385	2 025
<i>R</i> ²	0.937	0.665	0.659	0.666

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著,() 内为 *t* 值。

七、研究结论与政策启示

加快信息消费是推动城市数字化绿色化协同发展的关键。为此,本文以两批次国家信息消费试点市创建作为信息消费的事件冲击,利用 2011—2019 年全国 282 个城市面板数据,借助多期双重差分方法,实证检验了信息消费对数字化绿色化协同绩效的影响及其传导机制。本文的主要结论如下:(1)就全国城市层面而言,在国家信息消费试点市创建背景下,信息消费显著提升城市数字化绿色化协同绩效,此结论在工具变量法、两阶段 DID 等稳健性检验下依然成立;(2)机制分析表明,信息消费通过促进数字技术创新、就业结构升级以及公

众环境偏好提升数字化绿色化协同绩效;(3)异质性分析表明,信息消费仅在环境规制较强、市场竞争较强、市场规模较大的城市发挥对数字化绿色化协同绩效的促增效应。

据此,本文得到如下政策启示:

(1)加强城市信息消费配套激励政策,畅通需求牵引的技术创新、产业变革路径。一是积极探索信息产品创新活动与技术应用的配套产业政策,助力数字信息企业持续推进数字信息技术迭代升级,并为传统企业积极融入电子商务服务网络与工业互联网等数字化平台实现增效降耗提供必要的技术与融资支持;二是加强信息消费市场环境建设,进一步放宽信息消费市场准入条件,更大程度发挥需求牵引的市场选择作用,推动劳动要素从高污染行业向高端服务业转移,积极吸纳扩充城市高技能人才资源,助力数字化绿色化协同转型;三是加大低碳绿色消费宣传力度,提倡适度消费、绿色消费的新型消费观念,以高质量需求引导企业关注全过程环境友好型的产品,促进数字信息产业实现可持续发展。

(2)实施差异化的信息消费试点政策,构建共建共享的数字信息产业低碳绿色发展机制。一是环境监管偏弱地区应当明确提出信息产业的低碳绿色发展指引,推动环境政策与信息消费产业政策的组合实施,以政策压力倒逼数字信息产业吸纳周边地区绿色技术成果实现绿色化转型,着力破解数字技术部门能源消耗加剧的“锁定效应”。二是市场竞争不足地区需要积极优化营商环境,提升中高端产业投资吸引力,最终通过产业转移中的技术贸易及其溢出效应推动地区产业数字化绿色化协同升级。三是消费规模较小的后发展地区需要推动辖区村镇网络基础设施建设,释放广大农村地区信息消费潜力,为辖区数字信息企业研发创新营造必要的市场空间。同时,积极争取财税政策支持,引导数字信息企业关注居民低碳绿色消费需求,借助自身数字信息技术优势探索低碳绿色的数字技术,实现可持续的数字化发展。

参考文献:

- 1.陈冲、吴炜聪,2019:《消费结构升级与经济高质量发展:驱动机理与实证检验》,《上海经济研究》第6期。
- 2.陈冬梅、王俐珍、陈安霓,2020:《数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望》,《管理世界》第5期。
- 3.成刚,2014:《数据包络分析方法与MaxDEA软件》,知识产权出版社。
- 4.樊纲、王小鲁、马光荣,2011:《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》第9期。
- 5.范红忠,2007:《有效需求规模假说、研发投入与国家自主创新能力》,《经济研究》第3期。
- 6.韩律、胡善成、吴丽芳,2023:《信息消费促进了经济高质量发展吗?——来自国家信息消费城市试点政策的经验证据》,《经济与管理研究》第6期。
- 7.黄大禹、谢获宝、邹梦婷,2022:《金融化抑制了企业数字化转型吗?——证据与机制解释》,《现代财经(天津财经大学学报)》第7期。
- 8.寇宗来、刘学悦,2017:《中国城市和产业创新力报告2017》,复旦大学产业发展研究中心。
- 9.刘海曼、龙建成、申尊焕,2023:《数字化转型对企业绿色创新的影响研究》,《科研管理》第10期。
- 10.刘和东,2013:《国内市场规模与创新要素集聚的虹吸效应研究》,《科学学与科学技术管理》第7期。
- 11.庞瑞芝、张帅、王群勇,2021:《数字化能提升环境治理绩效吗?——来自省际面板数据的经验证据》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第5期。
- 12.庞瑞芝、王宏鸣,2024:《数字经济与城市绿色发展:赋能还是负能?》,《科学学研究》第7期。
- 13.邱信丰、廖进球,2024:《数字化对工业全要素能源效率的影响机制及效应研究》,《江西社会科学》第1期。
- 14.单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估算:1952~2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 15.王珊珊、张勇、纪韶,2022:《创新型人力资本对中国经济绿色转型的影响》,《经济与管理研究》第7期。
- 16.王馨、王营、吕静,2023:《信息消费促进企业数字化转型研究》,《国际金融研究》第11期。
- 17.徐细雄、李万利,2019:《儒家传统与企业创新:文化的力量》,《金融研究》第9期。
- 18.许恒、张一林、曹雨佳,2020:《数字经济、技术溢出与动态竞合政策》,《管理世界》第11期。
- 19.尹世杰,2004:《消费需求与经济增长》,《消费经济》第5期。

20.杨天宇、陈明玉,2018:《消费升级对产业迈向中高端的带动作用:理论逻辑和经验证据》,《经济学家》第11期。

21.张慧毅,2014:《“干中学”、生产现场创新与技术进步——以装备制造业为例》,《中央财经大学学报》第7期。

22.张思思、崔琪、马晓钰,2022:《数字要素赋能下有偏技术进步的节能减排效应》,《中国人口·资源与环境》第7期。

23.赵晓阳、衣长军、郭敏敏,2023:《数字经济发展能否“稳外资”?》,《经济评论》第2期。

24.祝合良、王春娟,2021:《“双循环”新发展格局战略背景下产业数字化转型:理论与对策》,《财贸经济》第3期。

25.周磊、龚志民,2022:《数字经济水平对城市绿色高质量发展的提升效应》,《经济地理》第11期。

26.周密、乔钰容,2023:《城市绿色化和数字化融合发展的区域差异及内在机制》,《城市问题》第8期。

27.Arrow, K. J. 1962. “The Economic Implications of Learning by Doing.” *The Review of Economic Studies* 29(3): 155–173.

28.Butts, K., and J. Gardner. 2022. “Two-stage Difference-in-Differences.” *The R Journal* 14(3): 162–173.

29.Chaisemartin, C. D., and X. D’Haultfoeuille. 2020. “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects.” *American Economic Review* 110(9): 2964–2996.

30.Chen,Z. Q., B. L. Yu, C. S. Yang, and et al. 2021. “An Extended Time Series (2000–2018) of Global NPP–VIIRS-like Nighttime Light Data from a Cross-sensor Calibration.” *Earth System Science Data* 13(3): 889–906.

31.Chen, H., R. Y. Long, W. J. Niu, Q. Feng, and R. R. Yang. 2014. “How Does Individual Low-carbon Consumption Behavior Occur? An Analysis Based on Attitude Process.” *Applied Energy* 116(5): 376–386.

32.Ferreira, J. J. M., C. I. Fernandes, and F. A. F. Ferreira. 2019. “To Be or not to Be Digital, That Is the Question: Firm Innovation and Performance.” *Journal of Business Research* 101(8): 583–590.

33.Hu, X. J., and H. Meng. 2023. “Digital Literacy and Green Consumption Behavior: Exploring Dual Psychological Mechanisms.” *Journal of Consumer Behaviour* 22(2): 272–287.

34.Myers, K., and M. Pauly. 2019. “Endogenous Productivity of Demand-induced R&D: Evidence from Pharmaceuticals.” *RAND Journal of Economics* 50(3): 591–614.

How Information Consumption Enhances the Collaborative Performance of Digitalization and Greenization in Cities?

Li Qiang and Tang Youming

(School of Economics, Anhui University of Finance and Economics)

Abstract: This paper evaluates the collaborative performance of digitalization and greenization development under the total factor productivity analysis framework, and based on a quasi-natural experiment in the creation of a national information consumption pilot cities, empirically studies the effect of information consumption development on the collaborative performance of digitalization and greenization, using the panel data of 282 cities from 2011 to 2019 in China. The results show that information consumption development significantly contributes to the development of digitalization and greenization, which in turn is benefit to improve the collaborative performance of digitalization and greenization in cities. Meanwhile, digital technology innovation, employment structure upgrading, and public environmental preferences are significant channels for information consumption development to enhance the collaborative performance of digitalization and greenization. Heterogeneity analysis shows that information consumption development plays a better role in facilitating the collaborative performance of digitalization and greenization in cities with stronger environmental regulations, more competitive markets, and larger market sizes. This paper provides a new idea for the high-quality development of digital empowerment.

Keywords: Information Consumption, Digitalization, Greenization, Collaborative Performance

JEL Classification: E21, O47, Q56

(责任编辑:彭爽)