

# 数字消费与绿色创新驱动:增量与提质能否兼得?

茹慧超,邓峰

(新疆大学 经济与管理学院,新疆 乌鲁木齐 830046)

**摘要:**数字消费是中国数字经济高质量发展的重要内容,也是打通国内国际双循环、促进数字技术与实体经济深度融合的重要载体。基于数字消费的“亲绿”特征,借助国家信息消费试点这一准自然实验,使用渐进双重差分方法检验数字消费驱动城市绿色创新的因果效应。研究发现:数字消费能够有力推动绿色创新增量提质,且该结论通过工具变量法、排除企业绿色创新投机行为、异质性处理效应等稳健性检验后依然成立,对比发现数字消费对绿色创新数量的驱动效应强于绿色创新质量。数字消费以消费结构转型升级引领供给端绿色技术进步,市场一体化进程加快有利于强化数字消费对绿色创新增量提质的促进效果;在探究影响政策实施效果的约束性因素时得出,培育数字化软硬实力、塑造良好创新生态环境是下一步扩大数字消费政策效应的应有之义;此外,数字消费还存在空间溢出特征,在国家中心城市的辐射作用下,数字消费驱动城市绿色创新发展的最优辐射空间距离为100~200km。

**关键词:**数字消费;数实融合;绿色创新驱动;增量提质;信息消费试点

**中图分类号:**F124 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)01-0100-11

## 一、引言

经济的高速增长与生态环境损害问题相伴而生。根据《全球环境绩效指数报告(2022年)》,中国在全球180个国家(地区)中排名第160位,绿色发展问题已成为制约我国经济实现高质量发展的“阿喀琉斯之踵”。实际上,作为各类资源要素和经济活动的集聚地,城市是污染物形成的主要源头<sup>[1]</sup>,而寻求治污技术进步则是破解城市环境危机的有效手段<sup>[2]</sup>。然而,实现绿色创新并非一蹴而就,思考借助或依靠何种长效机制来推动绿色创新这一论题愈发引起学者们的广泛关注<sup>[1-3]</sup>。党的二十大报告指出,应“增强消费对经济发展的基础性作用”,并对“加快数字经济发展,促进数字经济和实体经济深度融合”同样提出了要求。顺应数字经济发展趋势,积极推动数字技术催生新型消费模式以赋能消费的转型升级应是我国实现绿色创新发展的一个重要抓手<sup>[3]</sup>。数字技术具有环境友好的特殊性,数字技术发展可以通过降低交易成本、加强环保监督、密切地区间技术合作等方式提高城市绿色发展效率<sup>[3]</sup>,进一步地,数字技术与实体经济深度融合(即“数实融合”)主要通过增大研发投入规模和技术市场交易规模<sup>[4]</sup>,对组织绿色创新效率的提升与绿色技术研发资金约束的缓解表现出色<sup>[5]</sup>。

数字消费是依托数字技术与传统实体消费耦合催生的一种新型消费模式<sup>[6]</sup>,在数字消费背景下,每一个消费者独特化、差异化的个性消费需求逐渐被唤醒和捕获,销售网络的日渐普及和数字支付系统的

收稿日期:2023-10-20;修回日期:2023-12-20

基金项目:国家社会科学基金一般项目“区域协调发展机制问题中的‘产业援疆’路径研究”(18BJL083);新疆大学中亚研究院重大攻关项目“中国与中亚、俄罗斯高水平能源合作与发展的路径与政策研究”(24ZYD005)

作者简介:茹慧超(1998—),男,新疆昌吉人,新疆大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为数字消费与技术创新;邓峰(1970—),男,湖北武汉人,管理学博士,新疆大学经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向为技术创新与经济增长。

健全,推动了产品服务的绿色创新水平。从数字消费的相关政策实践来看,数字消费近年来在中国发展势头强劲,为后疫情时代下中国经济的持续性复苏与国内经济循环堵点畅通提供了有效增长动力<sup>[7]</sup>。为促进国内国际双循环畅通、促进我国数实融合深度发展,2013年国务院颁布了《关于促进信息消费扩大内需的若干意见》。此外,工信部于2013年、2015年前后批准设立了合计104个国家信息消费试点城市,旨在破除制度藩篱,推进线上线下消费有机融合,带动数字技术与实体经济深度融合以赋能传统产业转型升级,并促进全新产业、新业态与创新模式的发展。2023年7月,国家发改委颁布了《关于恢复和扩大消费的措施》,文件指示“壮大数字消费,推进数字消费基础设施建设,丰富5G网络和千兆光网应用场景,加快传统消费数字化转型”。由此,数字消费已上升到关乎国家创新发展战略的新高度。

在数实融合的发展背景下,中国能否牢牢抓住数字消费释放出的“数字红利”,依托消费需求牵引倒逼绿色创新实现“增量”抑或“提质”,这一问题值得研究。此外,供需两侧视角下数字消费驱动绿色创新的作用机制是什么?数字消费政策的实施效果究竟受何种因素制约?在当前我国有序推进数字消费的背景之下,如何解答以上现实性问题并充分发挥好政策引导作用需要理论支撑与经验证据。本文的边际贡献如下:一是,在研究视角上,区别于已有与数字技术创新发展相关的文献,本文基于数字技术与实体经济深度融合的发展背景,将研究视角进一步下沉聚焦到更加微观的消费领域,通过识别数字消费政策驱动城市绿色创新的净效应,试图探索驱动我国绿色创新发展的新引擎。二是,在研究内容上,数字消费作为一种新型消费模式,从“增量”与“提质”双重视角出发,系统研究其驱动绿色创新的作用机理,在一定程度上丰富了传统消费的研究内涵。此外,进一步从供给与需求两端揭示数字消费推动城市绿色创新的“双轮驱动”机制,加深对绿色创新驱动发展相关问题的理解。三是,在研究意义上,立足于政策的现实实践,本文还充分识别可能影响信息消费试点政策实施效果的约束性因素,相关研究结论为持续推进我国数字消费科学性的发展提供了严谨的经验证据和政策启示。

## 二、理论分析

### (一) 数字消费对绿色创新的直接效应

数字消费促进了绿色创新数量的发展,并集中体现于数据要素的集聚效应。Jones and Tonetti<sup>[8]</sup>研究发现,企业在使用数据要素时,倘若考虑隐私保护或者赋予消费者以数据所有权,能够发挥数据要素集聚的经济增长效果。徐翔等<sup>[9]</sup>的国内研究也尝试探讨了数据要素与迭代式创新发展之间的关系。数字经济的发展使得数字消费在生产、运营、销售和再购买的过程中催生了大量的用户数据<sup>[7]</sup>,但消费数据要素本身在使用过程中并不服从越用越少的规律。数据要素集聚为区域发展带来了规模红利<sup>[10]</sup>,数字消费的过程实质也是一个数字信息要素不断创新、增殖、再创新的过程。但数字消费具有成长的阶段差异<sup>[11]</sup>,数字经济发展中的组织个体倾向于依赖生产过程中伴生的数据要素进行迭代式创新,但缺乏充足的突破性创新动机,创新难以取得质的突破而易陷入数据要素“陷阱”之中<sup>[9]</sup>。结合上述分析,数字消费通过发挥要素集聚效应直接带动绿色技术进步侧重表现在绿色创新的数量维度。

数字消费通过发挥价值共创效应和知识溢出效应,进一步实现对绿色技术创新质量的提升。价值共创是指厂商及其利益相关者将各种场景结合起来,共同打造服务体验并创造价值的过程<sup>[12]</sup>。价值共创突破了组织间封闭的界限,通过外部多主体经济合作活动能够获得丰富的异质型资源,Kallmuenzer *et al.*<sup>[13]</sup>的研究进一步表明,消费者和厂商共同参与价值共创对组织新服务开发以及创新绩效提高产生了显著的正向影响。数字消费的深入发展使厂商与外部消费者之间的边界变得模糊<sup>[14-15]</sup>,赋予了消费者参与企业共同绿色创新的渠道,特别是前沿用户与领先用户。前沿用户依托数字消费活动获得了更多直接或间接参与绿色创新、表达环境诉求的机会,能够在治污应用场景定制、环保产品功能设计、数字绿色创新产品内容改进等环节进行流程参与和反馈改进,激发了价值共创效应,有利于带动绿色创新实现质的飞跃。另一方面,由于厂商与消费者之间的信息不对称客观存在,使得个体在寻求绿色创新过程中容易遭受融资约束困境<sup>[5]</sup>。数字消费使得外部领先消费者的产品创新需求及时反馈至生产商,大幅降低了企业绿色技术创新系统中的信息搜索、传递、加工和攫取的成

本,使企业有更好的条件致力于创新资源的搜索与配置<sup>[16]</sup>。价值共创效应的存在也实现了“外部消费者专业化需求反馈-厂商内部定制创新生产-外部消费者消费体验升级-厂商内部定制创新再生产……”之间的良性循环,使创新主体获取外部知识和创新资源的渠道更加多样,在有效弱化绿色创新风险的同时也弥合了绿色技术研发成本<sup>[3]</sup>,带动了绿色创新实现增效提质。

## (二) 数字消费驱动绿色创新的机制分析

### 1. 需求层面:消费扩容与升级

数字消费正重塑着居民的消费观念、消费模式和消费结构,促进了消费实现扩容升级。数字消费的重心即为以新型消费刺激内需,培育新的消费增长点以疏通国内大循环堵点<sup>[7]</sup>。结合中国的国情,城乡二元分割客观存在导致城乡收入差距可能是影响数字消费牵引拉动消费需求增加的重要制约因素。然而,随着数字普惠金融的普及,其发展对于居民消费增长的普惠性和包容性影响日益深远,在提升支付便利性、平滑消费者流动性约束的同时为居民数字消费提供了新的动力。消费结构变动对环境效率有着重要影响<sup>[17]</sup>,以信息消费试点政策为代表的区位导向型政策依托专项资金支持、专项项目批复设立等方式,使得试点城市的新型消费模式和需求也倒逼企业不断调整绿色产品设计与生产创新。另一方面,“需求引致创新”理论<sup>[18]</sup>也指出,消费市场需求的质量和潜力升级是组织进行技术创新,以谋求市场增量收入的重要驱动因素。受消费者多样化、独特化和高层次产品需求的影响,企业从事研发过程中更加倾向于通过产品创新研制出具有市场竞争优势的新产品,并进一步在短期内形成关键核心竞争力<sup>[19]</sup>,从而促进绿色创新增量提质。

### 2. 供给层面:市场一体化演进

根据熊彼特创新理论,扩大市场规模可以帮助组织获得创新风险分散和增加创新增量收益等多重优势,这对组织创新的高水平发展大有裨益。市场一体化进程约束着消费者购买产品的策略选择,并影响研发主体的绿色技术创新行为<sup>[20]</sup>。然而,城市之间客观存在市场分割现象,导致大规模市场难以形成,更无法充分释放需求引致的创新效应。地方政府间形成的非天然技术屏障,也直接或间接影响了新技术在周围城市的扩散外溢、本地消化吸收与自主创新实践<sup>[21]</sup>。从短期看,地方政府保护主义对区域创新能力和经济增长水平有一定的积极影响,但地方间的制度壁垒、垄断市场等制约因素遏制了创新资源要素流动与创新资源配置优化,长期可能会遮掩积极影响并产生严重的负面影响<sup>[22]</sup>。与广义创新相较而言,绿色创新具有明显的环保偏向性,具体体现在绿色创新兼备创新的外部性特点与公共产品特征。在存在市场分割的情况下,数字消费者与厂商的双向便捷交流受到阻碍,价值共创活动严重受阻。加快市场一体化进程,有利于减少城市之间的垄断竞争,降低数字消费所蕴含的交易成本和制度摩擦成本,加强城市间绿色产业及关联行业的交流联系,从而有利于促进城市绿色创新量与质的双重进步。

## 三、研究设计

### (一) 实证策略与模型设定

为考察数字消费驱动城市绿色创新的真实影响,本文借鉴茹慧超和邓峰<sup>[6]</sup>的研究方法,基于国家信息消费试点政策并使用渐进双重差分法进行估计,将基准模型设定如下:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta policy_{i,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在式(1)中, $i$ 表示城市, $t$ 表示年份, $Y_{i,t}$ 为城市绿色创新水平, $policy_{i,t}$ 为数字消费的政策虚拟变量。 $Controls$ 为城市层面的一系列控制变量,包括经济发展能力、外商直接投资、人口集聚、基础设施水平以及政府干预水平。 $\mu_i$ 为城市固定效应, $v_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

### (二) 变量解释与说明

#### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为城市绿色创新数量(*quantity*)与绿色创新质量(*quality*)。本文借鉴齐绍洲等<sup>[23]</sup>的研究思路,将绿色发明专利、绿色实用新型专利和外观设计专利综合得到每万人绿色专利申请总数以衡量城市绿色创新数量(*quantity*)。同时,选择更能反映创新活动中产出质量的绿色发明专利

利申请数占绿色专利申请总量的比重表征城市绿色创新质量(*quality*)。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字消费(*policy*)。将是否入选国家信息消费试点城市的虚拟变量(*policy<sub>i,t</sub>*)作为数字消费的代理变量<sup>[6]</sup>,若城市*i*在*t*年被纳入国家信息消费试点城市,当年及以后取值为1,反之为0。

3. 控制变量

为准确有效地估计数字消费影响城市绿色创新的政策净效应,本文的控制变量包括:(1) 经济发展水平(*eco*),采用人均地区生产总值表示;(2) 外商直接投资(*fdi*),使用城市外商实际投资额表示;(3) 人口密度(*hum*),通过城市总人口除以城市面积计算得出;(4) 基础设施水平(*inf*),选择公路里程数取对数表示;(5) 政府干预程度(*gov*),使用政府的财政支出占国内生产总值的比重表征。

(三) 样本、数据与处理

本文以2008—2020年全国287个地级市作为研究样本。城市面板数据来自国家知识产权局、CSMAR数据库、Wind数据库、企业预警通、各年《中国城市统计年鉴》以及各地级市统计年鉴。信息消费试点城市名单来自中国工信部文件,同时本文对数据缺失较为严重的部分自治区(如西藏自治区)、自治州、县级市与地级市(如吐鲁番市、儋州市等)在样本中予以剔除。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

实证结果显示,*policy*的估计系数在1%的水平下显著为1.065,说明数字消费有力驱动了城市绿色创新数量的增长;从表1的列(6)来看,回归系数为0.020且在5%的水平下显著,进一步说明了数字消费不仅促进了绿色创新增量,更为关键的是数字消费显著促进了绿色创新实现质的进步。通过对比表1的列(5)与列(6)可以发现,数字消费对绿色创新数量的驱动效应强于质量,侧面反映出当前中国数字消费的绿色创新效应处于“重数量,轻质量”的发展阶段。

表1 数字消费对城市绿色创新影响的基准回归

| 变量             | <i>quantity</i><br>(1) | <i>quality</i><br>(2) | <i>quantity</i><br>(3) | <i>quality</i><br>(4) | <i>quantity</i><br>(5) | <i>quality</i><br>(6) |
|----------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| <i>policy</i>  | 1.685***<br>(0.122)    | 0.024***<br>(0.009)   | 0.849***<br>(0.100)    | 0.042***<br>(0.009)   | 1.065***<br>(0.105)    | 0.020**<br>(0.009)    |
| <i>fdi</i>     |                        |                       | 0.047***<br>(0.021)    | 0.001<br>(0.002)      | 0.056**<br>(0.022)     | 0.001<br>(0.002)      |
| <i>inf</i>     |                        |                       | -1.175***<br>(0.121)   | 0.0004<br>(0.008)     | -1.662***<br>(0.224)   | 0.035*<br>(0.020)     |
| <i>gov</i>     |                        |                       | -3.907***<br>(0.319)   | 0.185***<br>(0.025)   | -4.461***<br>(0.460)   | 0.104**<br>(0.042)    |
| <i>hum</i>     |                        |                       | 0.960***<br>(0.075)    | -0.015***<br>(0.005)  | 1.002***<br>(0.100)    | 0.011<br>(0.009)      |
| <i>eco</i>     |                        |                       | 0.663***<br>(0.017)    | -0.004***<br>(0.001)  | 0.831***<br>(0.026)    | 0.002<br>(0.002)      |
| <i>_cons</i>   | 0.238***<br>(0.101)    | 0.397***<br>(0.008)   | 4.689***<br>(1.225)    | 0.410***<br>(0.082)   | 9.172***<br>(2.215)    | -0.042<br>(0.198)     |
| 时间固定效应         | 控制                     | 控制                    | 不控制                    | 不控制                   | 控制                     | 控制                    |
| 城市固定效应         | 控制                     | 控制                    | 不控制                    | 不控制                   | 控制                     | 控制                    |
| 组间系数差异检验(P值)   | 0.0000***              |                       | 0.0000***              |                       | 0.0000***              |                       |
| N              | 3721                   | 3617                  | 3706                   | 3603                  | 3706                   | 3603                  |
| R <sup>2</sup> | 0.2669                 | 0.1334                | 0.4594                 | 0.0257                | 0.4862                 | 0.1354                |

注:表中报告了采用似无相关回归检验组间系数差异的结果,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

## (二) 平行趋势检验

本文采用事件研究法检验数字消费政策的平行趋势, 具体模型设定如下:

$$Y_{i,t} = \alpha + \sum_{k=-6}^{k=6} \beta_k \times policy_{i,t_0+k} + \sum \gamma_j Controls_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中,  $policy_{i,t_0+k}$  是虚拟变量, 表征信息消费试点政策实施事件。具体来说,  $t_0$  表示城市  $i$  实施信息消费试点的第一年,  $k$  表示开始信息消费试点之后的第  $k$  年。本文设定政策起始年份为事件分析的基准年。检验结果如图 1 所示, 在试点城市中政策实施以前  $\beta_k$  的估计值均不显著, 试点地区和非试点地区均满足平行趋势假定。

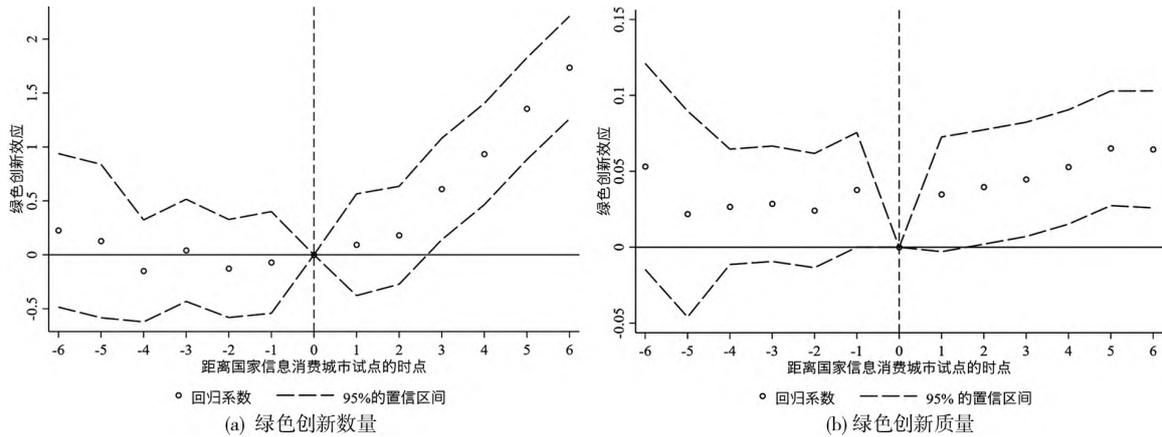


图 1 城市绿色创新水平在政策试点前后的差异

## (三) 稳健性检验<sup>①</sup>

### 1. 排除政策滞后效应干扰

基于上述平行趋势检验结果可以发现, 数字消费对城市绿色创新增量提质的促进效果存在滞后性。为排除试点政策的滞后效应干扰, 本文选择将所有解释变量作滞后一期处理, 估计结果显示本文的核心结论依然稳健。

### 2. 排除企业绿色创新投机行为

考虑到企业可能会存在寻求政府扶持或迎合政府监管的动机, 引致诸多虚假专利申请以及不合格专利申请的“创新泡沫”现象。尽管本文使用绿色专利申请数较好地衡量了绿色技术创新水平, 但仍然可能因企业存在绿色创新投机行为而导致估计结果“失真”。为排除企业绿色创新投机行为的影响, 本文选择使用绿色创新专利授权数量相关数据继续进行稳健性检验。实证结果显示, 本文的核心结论依然稳健。

### 3. 内生性处理: 工具变量法估计

尽管本文在基准部分已使用多时点双重差分模型较为干净地识别出了数字消费驱动绿色创新增量提质这一结论, 但是从现实情况来看, 绿色技术创新水平较高的城市往往数字经济发展水平程度也并不逊色, 可能导致该城市的数字消费发展环境较好, 因此反向因果问题也可能存在。本部分选择使用工具变量法解决可能的内生性问题, 具体的, 采用所在地与杭州的球面距离 ( $dis\_sphere$ ) 作为数字消费的工具变量<sup>[6]</sup>。在实证估计之前, 鉴于本文选择的工具变量不受时间变动的影 响(截面数据), 进一步将时间变量 ( $year$ ) 引入工具变量当中进行交互, 作为新的具有时间变化趋势的工具变量。实证结果表明在缓解反向因果问题后, 数字消费发展有助于促进绿色创新增量提质这一结论依然保持稳健。

### 4. 考虑异质性处理效应

考虑到渐进 DID 模型可能受异质性处理效应干扰而产生测量误差, 故需对基准模型可能存在的异

<sup>①</sup>限于篇幅, 稳健性检验结果正文未汇报, 作者留存备案。

质性处理效应进行检验。检验结果表明,本文的基准估计结果并未受到异质性处理效应的严重干扰。

## 五、作用机制分析

### (一) 消费扩容升级

#### 1. 消费扩容效应

从消费水平提升角度对居民消费扩容进行综合考虑,关于消费水平是否得到提升这一问题,用地级市居民的人均消费支出衡量。表2中的列(1)估计结果显示,数字消费并未显著促进居民人均消费支出的提升。具体到我国的发展实际,我国城乡收入不均等与消费间展现出了正相关之谜<sup>[24]</sup>。基于此,选择泰尔指数(*theil*)度量我国城乡收入差距,估计结果如表2中的列(2)所示。可以发现,交互项(*policy* × *theil*)的系数显著为负,说明城乡收入差距扩大是数字消费未能显著促进消费扩容的重要原因。那么在数字经济时代下,如何扭转这一数字消费悖论?结合学术界的现有研究,数字金融(*digfin*)的包容性和普惠性特征为我们提供了可能的破题思路。数字技术发展所带动的金融工具的普及,在提升支付便利性的同时也为居民消费提供了新的动力,如微信支付、蚂蚁花呗等。依次构造政策变量与数字普惠金融总指数与子指数的交互项(*policy* × *digfin*)并纳入回归,估计结果如表2的列(3)至列(5)所示。交互项系数均显著为正,说明数字金融有效弥合了城乡收入差距的鸿沟。随着数字普惠金融工具覆盖广度的拓宽与使用深度的加深,数字金融发挥对经济增长普惠、包容的特性,激发了数字消费的消费扩容效应,进而有利于倒逼企业改进与创新绿色产品以满足人民日益增长的绿色消费需要。表2的列(6)和列(8)表明了消费扩容效应正向促进了绿色创新增量,但人均消费支出增加对于绿色创新质量的促进效果不明显,进一步从列(7)和列(9)来看,数字普惠金融充分缓解了消费者因消费资金不足而面临的支付限制,正向强化了数字消费驱动绿色创新增量提质的影响效果。

表2 消费扩容升级机制检验——消费扩容效应

| 变量                            | 居民人均消费支出            |                      |                     |                     |                     | <i>quantity</i>     |                      | <i>quality</i>    |                       |
|-------------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-------------------|-----------------------|
|                               | (1)                 | (2)                  | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                 | (7)                  | (8)               | (9)                   |
| <i>policy</i>                 | 0.012<br>(0.008)    | -0.010<br>(0.008)    | -0.005<br>(0.011)   | -0.004<br>(0.010)   | -0.002<br>(0.010)   |                     |                      |                   |                       |
| <i>policy</i> × <i>theil</i>  |                     | -0.827***<br>(0.154) |                     |                     |                     |                     |                      |                   |                       |
| <i>policy</i> × <i>digfin</i> |                     |                      | 0.001***<br>(0.001) | 0.001***<br>(0.001) | 0.001***<br>(0.001) |                     |                      |                   |                       |
| 人均消费支出 × <i>digfin</i>        |                     |                      |                     |                     |                     |                     | 0.024***<br>(0.001)  |                   | 0.0005***<br>(0.0001) |
| 人均消费支出                        |                     |                      |                     |                     |                     | 2.792***<br>(0.232) | -1.748***<br>(0.330) | 0.012<br>(0.021)  | -0.110***<br>(0.042)  |
| <i>_cons</i>                  | 1.500***<br>(0.163) | 1.388***<br>(0.158)  | 1.523***<br>(0.203) | 1.719***<br>(0.211) | 1.662***<br>(0.201) | 3.990***<br>(2.225) | 12.481***<br>(2.732) | -0.090<br>(0.200) | 0.246<br>(0.238)      |
| 控制变量                          | 控制                  | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                    |
| 时间固定效应                        | 控制                  | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                    |
| 城市固定效应                        | 控制                  | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                    |
| N                             | 3716                | 3716                 | 2862                | 2862                | 2862                | 3706                | 2855                 | 3603              | 2772                  |
| R <sup>2</sup>                | 0.9558              | 0.9586               | 0.9322              | 0.9313              | 0.9318              | 0.4923              | 0.5220               | 0.1345            | 0.2139                |

注:列(3)、列(7)、列(9)为数字普惠金融总指数,列(4)为数字普惠金融覆盖广度,列(5)为数字普惠金融使用深度。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

#### 2. 消费升级效应

从消费结构升级的角度出发,对居民消费转型升级进行综合考量。为消除消费规模的影响,使用生存型、享受型与发展型消费支出依次占总消费支出的比重(即消费结构)衡量<sup>[25]</sup>。将衣着、食品和居住三

类划分为生存型消费,并进一步计算得出其消费结构;将交通运输、通信支出、生活用品及服务、其他用品及服务划分为享受型消费,并进一步得到其消费结构;将教育、文化、娱乐及医疗保健支出划分为发展型消费,并进一步得到其消费结构。表3的列(1)至列(6)报告了“消费升级”机制的检验结果。估计结果显示,消费升级是数字消费影响绿色创新增量和提质的重要作用机制,且生存型、享受型、发展型三者的交互项系数依次增强。这说明数字消费的消费升级效应正逐步释放,有利于逐步激发城市的绿色创新活力并获得绿色创新的正反馈。值得注意的是,数字消费成长具有阶段性差异<sup>[11]</sup>,目前我国数字消费正处于成长期,消费升级这一机制对于数字消费驱动绿色创新质量的影响效果较弱。

表3 消费扩容升级机制检验——消费升级效应

| 变量                      | quantity            |                     |                     | quality            |                   |                    |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|                         | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                | (5)               | (6)                |
| <i>policy</i> × 生存型消费占比 | 1.977***<br>(0.179) |                     |                     | 0.035**<br>(0.016) |                   |                    |
| <i>policy</i> × 享受型消费占比 |                     | 4.262***<br>(0.462) |                     |                    | 0.074*<br>(0.041) |                    |
| <i>policy</i> × 发展型消费占比 |                     |                     | 4.450***<br>(0.540) |                    |                   | 0.100**<br>(0.048) |
| <i>_cons</i>            | 9.296***<br>(2.209) | 9.031***<br>(2.220) | 8.913***<br>(2.226) | -0.041<br>(0.198)  | -0.046<br>(0.198) | -0.044<br>(0.198)  |
| 控制变量                    | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                | 控制                 |
| 时间固定效应                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                | 控制                 |
| 城市固定效应                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                | 控制                 |
| N                       | 3 706               | 3 706               | 3 706               | 3 603              | 3 603             | 3 603              |
| R <sup>2</sup>          | 0.489 0             | 0.483 6             | 0.481 0             | 0.135 5            | 0.135 1           | 0.135 4            |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

## (二) 市场一体化演进

从供给侧出发,考察市场化水平演进是否有利于数字消费发挥对绿色创新增量提质的驱动效果,选择中国市场化指数作为市场一体化的代理变量<sup>[26]</sup>。估计结果<sup>①</sup>显示,市场一体化进程加快促进了数字消费驱动城市绿色创新的增量提质,制度壁垒的破除、地方保护主义的消亡激发了区域间创新要素的流动与联系,有利于促进城市的绿色创新高质量发展。借鉴梁琦等<sup>[27]</sup>的处理方法,依次构造政策变量与市场化指数的交互项并纳入回归。估计结果表明:(1)有为政府与有效市场的协同发展有助于激发数字消费驱动城市绿色创新增量提质。(2)非国有经济发展释放了国内市场活力并促进了本土企业交流<sup>[21]</sup>,有利于绿色创新要素充分流动与集聚。(3)产品市场的发育完善对数字消费促进绿色创新增量提质的效果不显著。可能的原因仍在于,我国数字消费的成长具有阶段性特征。目前数字消费产品市场发育尚不完善,数字产品捆绑销售<sup>[28]</sup>、数字寡头、大数据杀熟等乱象层出不穷。因此,缺乏透明的产品价格机制、公平的市场竞争条件等因素均会制约数字消费的绿色创新效应释放。(4)金融、人力资本、技术等要素市场发育完善有助于数字消费释放要素集聚效应,进而驱动城市绿色技术进步。(5)诸如律师、会计、技术服务等市场中介组织的成熟以及市场法治环境和知识产权保护的完善均有助于数字消费引领城市绿色创新发展。

## 六、进一步分析:影响试点政策实施效果的约束性因素分析

### (一) 数字化水平培育

#### 1. 数字化装备水平

选择“国际互联网用户数”“人均电信业务总量”“每百人移动电话年末用户数”和“每百人互联网

<sup>①</sup>限于篇幅,实证结果不予展示,留存备索。

宽带接入用户数”指标,采用面板熵值法综合测算城市数字化装备水平(*equipment*),并进一步考察数字化装备水平是否影响数字消费政策的实施效果。估计结果如表4的列(1)至列(4)所示,数字化基础设施水平的提升有利于放大数字消费驱动城市绿色创新增量提质的效果,并且该放大效应对于绿色创新数量的影响更甚。

表4 数字化水平的约束性分析

| 变量                        | 数字化装备水平             |                      |                   |                     | 数字化素养水平             |                      |                   |                   |
|---------------------------|---------------------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
|                           | <i>quantity</i>     |                      | <i>quality</i>    |                     | <i>quantity</i>     |                      | <i>quality</i>    |                   |
|                           | 低水平<br>(1)          | 高水平<br>(2)           | 低水平<br>(3)        | 高水平<br>(4)          | 低水平<br>(5)          | 高水平<br>(6)           | 低水平<br>(7)        | 高水平<br>(8)        |
| <i>policy</i>             | 0.199***<br>(0.034) | 1.110***<br>(0.204)  | 0.022<br>(0.017)  | 0.039***<br>(0.010) | 0.224***<br>(0.064) | 0.640***<br>(0.101)  | 0.021<br>(0.013)  | 0.025*<br>(0.014) |
| <i>_cons</i>              | -1.622**<br>(0.656) | 26.473***<br>(5.391) | -1.285<br>(1.379) | 0.332<br>(0.277)    | 0.297***<br>(1.422) | 13.359***<br>(2.366) | -0.087<br>(0.318) | -0.031<br>(0.318) |
| 控制变量                      | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                |
| 时间固定效应                    | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                |
| 城市固定效应                    | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                |
| 组间系数差异检验<br>( <i>P</i> 值) | 0.0000***           |                      | 0.0000***         |                     | 0.0004***           |                      | 0.0000***         |                   |
| N                         | 2206                | 1490                 | 2180              | 1485                | 2166                | 1546                 | 2129              | 1464              |
| R <sup>2</sup>            | 0.5290              | 0.5929               | 0.1092            | 0.2304              | 0.4357              | 0.5933               | 0.1324            | 0.1478            |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

## 2. 数字化素养水平

“十四五”规划等政策文件中指出,“打造数字产品服务展示交流和技能培训中心,培养全民数字消费意识和习惯”,因而优化提升消费者数字消费素养对于消弭数字消费鸿沟、激发数字消费活力意义重大。选择“计算机软件和软件业从业人员占比”表征城市数字化素养水平<sup>[6]</sup>,约束性分析结果见表4的列(5)至列(8)。可以发现,数字消费政策实施效果受数字化素养水平约束,在低数字化素养水平的地区,数字消费驱动绿色创新增量提质的效果逊色于高数字化素养水平地区。

### (二) 创新生态环境塑造

创新驱动政策与良好的创新生态环境塑造是提升城市高质量发展的重要因素,而健康高效的创新市场环境更有利于激发数字消费的绿色创新动力。本文选择以地级市所具备的专精特新“小巨人”企业数量<sup>①</sup>衡量创新生态环境<sup>[22]</sup>。估计结果如表5的列(1)至列(6)所示,随着创新生态水平的增强,数字消费对绿色创新数量和质量的提升效果日益增强,“政策叠加”优势显现。并且在同等创新制度水平下,数字消费对绿色创新数量的促进效果更明显。

表5 创新生态环境的约束性分析

| 变量            | <i>quantity</i>      |                     |                      | <i>quality</i>    |                    |                    |
|---------------|----------------------|---------------------|----------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
|               | 弱生态<br>(1)           | 一般生态<br>(2)         | 强生态<br>(3)           | 弱生态<br>(4)        | 一般生态<br>(5)        | 强生态<br>(6)         |
| <i>policy</i> | 0.350***<br>(0.049)  | 0.798***<br>(0.134) | 1.337***<br>(0.398)  | -0.019<br>(0.021) | 0.024**<br>(0.012) | 0.024**<br>(0.012) |
| <i>_cons</i>  | -2.565***<br>(0.779) | 4.543<br>(3.466)    | 59.638***<br>(9.817) | 1.059<br>(1.365)  | -0.317<br>(0.342)  | 0.157<br>(0.303)   |
| 控制变量          | 控制                   | 控制                  | 控制                   | 控制                | 控制                 | 控制                 |

①数据来自企业预警通、Wind数据库,公告日期截至2022年9月28日。

表 5(续)

| 变量             | quantity   |             |            | quality    |             |            |
|----------------|------------|-------------|------------|------------|-------------|------------|
|                | 弱生态<br>(1) | 一般生态<br>(2) | 强生态<br>(3) | 弱生态<br>(4) | 一般生态<br>(5) | 强生态<br>(6) |
| 时间固定效应         | 控制         | 控制          | 控制         | 控制         | 控制          | 控制         |
| 城市固定效应         | 控制         | 控制          | 控制         | 控制         | 控制          | 控制         |
| 组间系数差异检验(P值)   |            | 0.0010***   |            |            | 0.0000***   |            |
| N              | 1 718      | 1 430       | 558        | 1 649      | 1 396       | 498        |
| R <sup>2</sup> | 0.415 4    | 0.447 7     | 0.758 0    | 0.100 6    | 0.217 2     | 0.432 6    |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

### (三) 数字消费的空间溢出效应

新经济地理学相关理论和演化经济学的新熊彼特主义都强调空间效应对城市创新增长的深刻影响。在传统消费模式中,当居民居住地远离中心城市时,其生产生活、物资采购和享受型服务等消费需求均面临高昂的运输成本与代理成本。同时,由于地理障碍、行政分割等多重原因,行政边界地区、远离中心城市的边缘城市等地区的经济发展水平往往相对比较落后。但数字经济的发展为城市发展“去边界化”创造了新机遇<sup>[29]</sup>,弱化了传统地理优势,本文进一步检验数字消费可能存在的空间效应。对地方城市与省会城市的空间球面距离(*distance*)进行分组,选择100千米作为分组依据并划分子样本。

表 6 不同距离阈值下的数字消费驱动城市绿色创新的空间效应

| 变量             | quantity             |                     |                     |                   | quality            |                     |                   |                  |
|----------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|
|                | <100km<br>(1)        | 100~200km<br>(2)    | 200~300km<br>(3)    | >300km<br>(4)     | <100km<br>(5)      | 100~200km<br>(6)    | 200~300km<br>(7)  | >300km<br>(8)    |
| <i>policy</i>  | 0.845***<br>(0.236)  | 1.102***<br>(0.166) | 0.690***<br>(0.110) | 0.213*<br>(0.110) | 0.002<br>(0.013)   | 0.062***<br>(0.016) | -0.028<br>(0.030) | 0.006<br>(0.030) |
| <i>_cons</i>   | 33.092***<br>(5.339) | 1.400<br>(3.853)    | 5.745***<br>(1.995) | -1.264<br>(1.822) | 0.694**<br>(0.332) | -0.711<br>(0.399)   | -1.360<br>(0.926) | 0.626<br>(0.876) |
| 控制变量           | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                | 控制                 | 控制                  | 控制                | 控制               |
| 时间固定效应         | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                | 控制                 | 控制                  | 控制                | 控制               |
| 城市固定效应         | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                | 控制                 | 控制                  | 控制                | 控制               |
| 组间系数差异检验(P值)   |                      | 0.0000***           |                     |                   |                    | 0.0010***           |                   |                  |
| N              | 1 057                | 1 258               | 816                 | 575               | 1 053              | 1 233               | 770               | 547              |
| R <sup>2</sup> | 0.629 7              | 0.450 2             | 0.514 1             | 0.510 5           | 0.157 8            | 0.204 8             | 0.124 3           | 0.151 5          |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

不同距离阈值下的数字消费驱动城市绿色创新的空间效应检验结果如表6所示,可以发现:(1)总体来看,数字消费驱动城市绿色创新发展的空间溢出效应大小受到与国家中心城市距离的影响。(2)数字消费对城市绿色创新增量的促进效果随着空间距离增加而遵循“促进效果显现-促进效果增强-促进效果衰减”的动态演变。(3)数字消费的绿色创新驱动效果并非离国家中心城市距离越近就越好。在国家中心城市的辐射作用下,数字消费对城市绿色创新增量提质的效果存在“最优辐射空间”,该距离为100~200km。(4)与绿色创新质量相比,在国家中心城市辐射的影响下绿色创新数量受数字消费的影响更为明显。

### 七、结论与政策建议

本文基于2008—2020年287个城市面板数据,利用渐进双重差分方法实证检验了数字消费政策实施的绿色创新驱动效应及约束性因素。主要结论如下:(1)数字消费有力推动了城市绿色创新实现“增量”与“提质”。(2)数字消费通过需求供给两端“双轮驱动”实现绿色创新发展。数字消费以消费结构升级引领供给端绿色技术进步,而市场化进程加快有利于强化数字消费对绿色创新增量提质的

促进效果。(3) 培育数字化的软硬实力、塑造良好的创新生态环境是下一步优化数字消费相关政策的应有之义。(4) 数字消费存在空间溢出效应,在国家中心城市的辐射作用下,数字消费驱动城市绿色创新发展的最优辐射距离为 100 ~ 200km。

基于研究结论,本文提出如下政策建议:(1) 目前我国数字消费尚处于成长阶段,参与数字消费试点的城市数量仍需扩增。具备相应试点条件的城市应积极捕捉数字消费的新爆点,通过示范效应与模仿效应积极总结和学习可复制的经验做法。(2) 政府应注重引导市场,寻求关键数字技术突破与数字产品能级提升,增强后发地区数字消费激励的产业效益,倒逼传统产业实现绿色转型升级。同时,应破除地方制度壁垒引发的消费数据资源拥塞现象,完善绿色技术创新资源共享服务体系,推动各地绿色技术竞争市场互联互通。(3) 应在全国范围内持续开展全民数字素养与技能提升活动,在数字基础设施的相关配套支持下,积极引导消费者塑造数字消费习惯,并逐步挖掘数字消费潜能。为防止数字消费带来的消费数据要素丛生、大数据杀熟与数字支付安全监管缺位等问题,需要国家制定数字消费相关的法律法规,明确并禁止数字消费过程中“负面清单”所限制的不正当竞争行为,以更好地促进数字消费的绿色创新效应释放。

#### 参考文献:

- [1] 徐英启,程钰,王晶晶. 中国资源型城市碳排放效率时空演变与绿色技术创新影响[J]. 地理研究,2023,42(3):878-894.
- [2] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change[J]. American economic review, 2012, 102(1):131-166.
- [3] 魏丽莉,侯宇琦. 数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J]. 数量经济技术经济研究,2022,39(8):60-79.
- [4] 欧阳日辉,龚伟. 促进数字经济和实体经济深度融合:机理与路径[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2023,38(4):10-22.
- [5] 史丹,孙光林. 数字经济和实体经济融合对绿色创新的影响[J]. 改革,2023(2):1-13.
- [6] 茹慧超,邓峰. 数字消费的经济增长效应:机制探索与中国经验——来自国家信息消费试点的准自然实验[J]. 中国流通经济,2023,37(11):61-75.
- [7] 汪勇,尹振涛,邢剑炜. 数字化工具对内循环堵点的疏通效应——基于消费券纾困商户的实证研究[J]. 经济学(季刊),2022,22(1):1-20.
- [8] JONES C I, TONETTI C. Nonrivalry and the economics of data[J]. American economic review, 2020, 110(9):2819-2858.
- [9] 徐翔,赵墨非,李涛,等. 数据要素与企业创新:基于研发竞争的视角[J]. 经济研究,2023,58(2):39-56.
- [10] 苏婧,赵城,王必达. 数据要素集聚能实现区域协调发展吗——论大国区域发展的“集聚”与“协调”[J]. 财经科学,2022(6):62-77.
- [11] 苏涛永,王柯. 数字化环境下服务生态系统价值共创机制——基于上海“五五购物节”的案例研究[J]. 研究与发展管理,2021,33(6):142-157.
- [12] PRAHALAD C K, RAMASWAMY V. Co-creation experiences; the next practice in value creation[J]. Journal of interactive marketing, 2004, 18(3):5-14.
- [13] KALLMUENZER A, PETERS M, BUHALIS D. The role of family firm image perception in host-guest value co-creation of hospitality firms[J]. Current issues in tourism, 2020, 23(19):2410-2427.
- [14] 毛中根,谢迟,叶旻. 新时代中国新消费:理论内涵、发展特点与政策取向[J]. 经济学家,2020(9):64-74.
- [15] 丁志帆. 信息消费驱动下的传统产业变革:基本内涵与内在机制[J]. 经济学家,2020(3):87-94.
- [16] 徐梦周,胡青,吕铁. 信息消费能促进区域创新效率提升吗?——基于省域面板数据的实证研究[J]. 中国软科学, 2022(8):184-192.
- [17] 赵佳,朱雨可. 基于投资视角的居民消费结构变动对环境效率的影响[J]. 资源科学,2021,43(9):1764-1777.
- [18] ZWEIMÜLLER J, BRUNNER J K. Innovation and growth with rich and poor consumers[J]. Metroeconomica, 2005, 56

- (2);233-262.
- [19] ARROW K J. The economic implications of learning by doing[J]. Review of economic studies,1962,29(3):155-173.
- [20] 汪明月,李颖明. 政府市场规制、产品消费选择和企业绿色技术创新[J]. 管理工程学报,2021,35(2):44-54.
- [21] 王浩,罗琦,张建武. 外商投资与科技创新——基于市场一体化视角[J]. 统计研究,2022,39(12):123-137.
- [22] 茹慧超,邓峰. 政府环境管制有效遏制了技术锁定效应吗——多元数字化的非线性解锁效应检验[J/OL]. 科技进步与对策,2024;1-11[2024-01-15]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1224.g3.20240107.2133.002.html>.
- [23] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究,2018,53(12):129-143.
- [24] 万广华,罗知,张勋,等. 城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究[J]. 经济研究,2022,57(5):87-105.
- [25] 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(7):22-41.
- [26] 樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究,2011,46(9):4-16.
- [27] 梁琦,肖素萍,李梦欣. 数字经济发展、空间外溢与区域创新质量提升——兼论市场化的门槛效应[J]. 上海经济研究,2021(9):44-56.
- [28] 洪明章. 解读捆绑销售:数字产品的营销新策略[J]. 管理世界,2002(9):152-153.
- [29] 郭峰,熊云军,石庆玲,等. 数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据[J]. 管理世界,2023,39(4):16-34.

(责任编辑:刘淑浩;英文校对:谈书墨)

## Digital Consumption and the Drive for Green Innovation: Can Increasing Quantity and Improving Quality Go Hand in Hand?

RU Huichao, DENG Feng

(School of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi 830046, China)

**Abstract:** Digital consumption is an important part of the high-quality development of China's digital economy, as well as an important vehicle for opening up the domestic and international double cycle and promoting the deep integration of digital technology into the real economy. In this paper, the causal effect of urban green innovation, driven by "pro-green" digital consumption, is examined with the help of the National Information Consumption Pilot, a quasi-natural experiment, using the progressive double-difference method. The study finds that digital consumption can strongly promote an increase in the quantity and quality of green innovation, and the conclusion still holds after conducting an instrumental variable robustness test, excluding speculative corporate behavior around green innovation, and a heterogeneity treatment effect, among others. We find that the driving effect of digital consumption is stronger on the quantity of green innovation than it is on the quality. Digital consumption leads to supply-side green technology progress with the transformation and upgrading of the consumption structure, and the acceleration of the market integration process is conducive to strengthening the promotion effect of digital consumption on the incremental quality of green innovation. When exploring the constraints affecting the effects of policy implementation, we find that fostering the digitalization of hard and soft skills and shaping a good innovation ecosystem are the next steps in the expansion of the effects of the digital consumption policy. Moreover, there is a spatial spillover characteristic of digital consumption in that the optimal radiation distance for digital consumption to drive green innovation development from the national central city is 100—200km.

**Key words:** digital consumption; digital-real integration; green innovation drive; increase in quantity and quality; pilot information consumption