doi. 10. 3724/1005-0566. 20260409

信息消费对区域协调发展的影响研究：基于国家信息消费试点政策的准自然实验

叶堂林[1]，白云凤[2]，刘华桢[2]

（1. 首都经济贸易大学特大城市经济社会发展研究院，北京　100070；

2. 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院，北京　100070）

摘　要：提振居民信息消费、扩大内需是加速国内大循环主体构建，促进区域协调发展的重要途径。本文以国家信息消费试点政策为准自然实验，利用 2010—2023 年全国 284 个地级及以上城市面板数据，构建多期渐进双重差分模型实证考察信息消费对区域协调发展的影响与传导机制。研究结果表明，信息消费能够对区域协调发展产生直接促进效应，且该结论在多项稳健性检验后仍然成立；信息消费能够通过破除信息壁垒、提高要素配置水平、加速数字技术创新，发挥渗透、重构和创新效应间接促进区域协调发展；在东部地区、数字基础设施水平和法治环境建设水平较高的地区，信息消费对区域协调发展的促进效应更为显著。基于此，本文从优化信息基础设施布局、拓展信息消费应用场景、强化数字技术创新支撑等方面提出对策建议，以加速区域信息消费协同发展，缩小数字鸿沟与区域差距。

关键词：信息消费；国家信息消费试点；区域协调发展；扩大内需

中图分类号：F49；F207　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1005－0566(2026)04－0098－12

Impact of information consumption on regional coordinated development: A quasi-natural experiment based on national information consumption pilot policies

YE Tanglin[1], BAI Yunfeng[2], LIU Huazhen[2]

(1. *Research Institute for Economic and Social Development of Megacities, Capital University of Economics and Business, Beijing* 100070, *China*;

2. *School of Urban Economics and Public Administration, Capital University of Economics and Business, Beijing* 100070, *China*)

Abstract: Stimulating residents' information consumption and expanding domestic demand are crucial pathways for accelerating the construction of the domestic economic cycle and promoting regional coordinated development. This study employs the national information consumption pilot policy as a quasi-natural experiment. Utilising panel data from 284 prefecture-level and above cities across China between 2010 and 2023, it constructs a multi-period difference-in-differences model to empirically examine the impact and mechanism of information consumption on regional coordinated development. Findings reveal that information consumption exerts a direct promotional effect on regional coordination, a conclusion that remains robust across multiple tests. Furthermore, information consumption indirectly fosters regional

基金项目：国家社会科学基金重大项目“数字经济对区域协调发展的影响与对策研究”(23&ZD078)。

作者简介：叶堂林(1972—)，男，江西上饶人，首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院教授，博士，研究方向为数字经济、区域经济。通信作者：刘华桢。

coordination through permeation, restructuring, and innovation effects by dismantling information barriers, enhancing factor allocation efficiency, and accelerating digital technological innovation. This effect is particularly pronounced in eastern regions and areas with advanced digital infrastructure and legal frameworks. Based on these findings, this paper proposes policy recommendations in areas such as optimizing the layout of information infrastructure, expanding application scenarios for information consumption, and strengthening support for digital technology innovation, with the aim of accelerating the coordinated development of regional information consumption and narrowing the digital divide and regional disparities.

Key words: information consumption; national information consumption pilot programmes; regional coordinated development; expanding domestic demand

区域协调发展是中国特色社会主义的内在要求[1],是实现全体人民共同富裕的必由之路,也是全面建成社会主义现代化强国的必然要求[2]。党的二十届四中全会指出,要“优化区域经济布局,促进区域协调发展”。面向战略机遇和风险挑战并存的“十五五”时期,区域协调已逐步从追求经济总量“拉平式”收敛,转向更加承认区域差异,推动各地区发挥比较优势,以形成各尽其能、优势互补共生系统的高级阶段[3]。然而,我国地域辽阔、地区之间资源禀赋差距较大[2],特别是先发地区对后发地区的虹吸效应加剧了区域分化的“马太效应”[4],区域协调发展仍然面临内生动力不足、收入分配不均、有效需求不足等现实问题[5]。

消费的内在质量和活力决定了经济增长的可持续性与协调性[5],是经济稳定发展的基石和重要牵引力[6]。信息消费作为新兴消费的重要领域之一[7],不仅能够依托数据要素跨区域流动和数字技术空间外溢,突破传统消费受制于区位与市场规模的时空约束,缓解区域间有效需求不足与消费能力分化问题,实现个性化供需精准对接[8];还能够通过数字平台和线上服务降低市场进入门槛,促进新业态、新模式在不同区域扩散落地,拓展欠发达地区的消费与就业空间,弱化先发地区要素虹吸所带来的区位劣势[9],为区域协调发展提供内生动力。由此可见,在新发展阶段,如何通过信息消费优化消费结构,缩小区域发展差距,通过释放消费潜力,推动区域协调发展,已经成为当前社会关注的重点问题。因此,本文将探讨信息消费对区域协调发展的影响效应及作用机制,以期为进一步完善国家信息消费试点政策、推动区域协调发展产生裨益的启示。

一、文献综述

与本文研究相关的文献主要包括以下 3 类。一是关于传统消费对区域经济增长与区域差距缩小的影响研究。当前研究多从扩大消费规模和优化消费结构等角度出发,探究传统消费对经济发展的基础性作用[10],剖析居民消费或政府消费增长如何促进民生改善[11],消费升级如何缩小城乡等区域间消费差距,增强欠发达地区的经济增长动力等[12]。二是关于信息化、数字化对区域协调发展的研究。当前有关数字化和信息化影响区域协调发展的研究多聚焦于数字基础设施[2]、数字技术[13]、数字治理[14]、数据要素[15]及其流动[16]、开放[17]等如何通过资源优化配置、产业结构升级及区域间分工协作等赋能作用[18],破除区域信息壁垒[17]、弥合资源禀赋差距[17],加速区域协调发展。学术界普遍认为,信息化、数字化不仅能够为区域经济增长带来新动力,还能为经济发展相对落后的后发区域开拓新追赶机遇[8]。三是信息消费的经济效应分析。信息消费作为数字化和信息化赋能消费的重要体现,是各类消费主体借助信息技术、信息设备及信息平台获取信息产品或服务的一种新消费形态[19]。信息消费不仅能够推动传统消费规模与结构发生变化[20],还能够通过城市创新水平[21]、区域创新效率提升[22],促进区域经济实现高质量发展[7]。由此可见,众多学者对传统消费、信息化、数字化如何影响区域经济增长与区域协调发展,以及作为数字化和信息化赋能传统消费的信息消费存在哪些经济效应等内容进行了大量且深入的研究,但对信息化、数字化背景下消费的特征变化如何影响区域协调发展的关注相对不足,将信息消费与区域协调发展纳入同一

研究框架的研究也相对较少。为此,本文将国家信息消费试点政策作为准自然实验,选取 2010—2023 年中国 284 个地级及以上城市作为研究样本,利用多期渐进双重差分模型剖析信息消费影响区域协调发展的影响效应及其传导机制。

本文的边际贡献如下:一是聚焦国家信息消费试点政策,采用多期渐进双重差分法识别信息消费与区域协调发展之间的因果关系;二是构建“渗透—重构—创新”间接效应分析框架,从破除区域信息壁垒、提高要素配置水平、加速数字技术创新 3 个方面入手,深入探讨信息消费促进区域协调发展的传导机制,探究提振消费、激发内需推动区域协调发展的可能渠道和作用原理;三是从地理区位、数字基础设施水平和法治环境建设角度出发,探讨信息消费影响区域协调发展的异质性,为进一步推动国家信息消费试点政策促进区域协调发展提供有益参考。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

信息消费是一种以信息产品和信息服务为消费对象的经济活动[23]。信息消费的提出旨在刺激信息基础设施升级,释放信息消费潜力[24],有效应对内需不足与消费升级的挑战。为更好地发挥信息消费对经济高质量发展的引领作用,国务院于 2013 年发布《关于促进信息消费扩大内需的若干意见》,指出要“在有条件的地区开展信息消费试点示范市(县、区)建设”;同年,工业和信息化部发布首批国家信息消费试点市(县、区)名单(涵盖北京市等 68 个城市),2015 年发布第二批国家信息消费试点市(县、区)名单(涵盖上海市等 36 个城市);2017 年,国务院进一步出台《国务院关于进一步扩大和升级信息消费持续释放内需潜力的指导意见》,明确指出“扩大信息消费覆盖面”“优化信息消费发展环境”,为加快拓展信息消费新产品、新业态、新模式,提升居民信息消费意愿,释放居民信息消费潜力,促进经济社会可持续发展奠定了坚实的政策基础。由此可见,国家信息消费试点政策作为中央自上而下实施的阶段性、差异化推广的准自然实验,能够有效构成推动信息消费扩张的外生政策冲击,通过数字内容、信息产品、在线服务和智能终端的推广应用,推动消费结构由传统形态向数字化、智能化和品质化升级,提升信息要素在居民消费与企业决策中的渗透深度,重塑消费需求与市场结构并加速数字技术创新的持续积累与外溢,为区域数字经济发展、产业转型升级和区域协调发展注入持续动力。

(二)理论机制与研究假设

1. 信息消费对区域协调发展的直接影响

信息消费是以消费为切入点,撬动数字经济发展,进而推动区域协调发展的重要抓手。一方面,信息消费能够在需求端释放消费潜力,通过降低数字消费门槛,推动消费能力提升与消费结构升级,从而在需求释放程度的差异收敛中促进区域协调发展。国家信息消费试点工作会率先在区域内完善网络通信、数据处理、智能终端和安全保障等数字基础设施,出台消费补贴、消费券等优惠措施,以更便捷的支付和更丰富的产品[25],提升欠发达地区获取信息产品和服务的可达性,降低居民消费门槛与成本,释放潜在消费需求,推动居民消费结构向中高端升级[20],缓解区域间信息消费发展的不均衡状况,在需求层面为区域协调发展提供内生动力。另一方面,信息消费能够在供给端推动产业转型,通过推动生产和服务体系数字化重构,提升欠发达地区融入更大范围市场分工的能力,夯实区域协调发展的产业基础。信息消费不仅能够依托数字基础设施建设与电商平台、在线服务和数字贸易等渠道,加速企业推出智能家居、在线文娱、智慧医疗等适配本地需求的数字产品与服务,充分利用市场信息以应对数字经济时代消费者个性化需求及消费方式的深刻变化[26];还能够通过推动传统消费和相关产业向数字化、信息化方向转型升级[6],以催生新业态、培育新动能减少欠发达地区对传统资源型产业的路径依赖,推动其更加便捷地嵌入到区域性乃至全国性的产业链与市场网络中,通过提升参与度与竞争力,逐步缩小与发达地区之间的发展差距。此外,信息消费扩张还具有显著的外溢与带动作用:随着试点地区信息产品与数字服务供给能力

的提升,相关技术、产品与服务会通过市场竞争、产业链协作和平台经济扩散至周边地区,从而促进跨区域产业联动和要素流动,进而实现“消费扩容”与“区域协调”的双向促进。

据此,本文提出如下研究假设。

假设 H1:信息消费能够有效推动区域协调发展。

2. 信息消费对区域协调发展的作用机制

(1)破除区域信息壁垒

信息消费能够发挥“渗透效应”,通过拓展跨区域信息传播与交互渠道,改善区域信息流通状况,推动区域协调发展。进入信息社会,信息已然成为经济运行的核心生产要素,各类经济活动只有围绕信息进行组织与配置,才能更有效地实现资源配置效率和经济效益最大化[26]。当前,信息流动壁垒加剧市场分割、信息不对称,削弱供需有效衔接,仍是我国居民消费增速趋缓的深层矛盾之一[27]。一方面,信息消费能够有效破除市场分割,破解消费领域信息可获得性不足等问题[26]。信息消费的快速发展不仅能够依托数智技术和数字化平台等智能终端,加速用户、互动和交易数据等多类别、高时效性信息要素跨越时间和空间边界的持续渗透[28],有效打破传统消费在时间和空间上的信息壁垒和空间阻碍,缓解市场分割;还能够通过重塑区域间信息传递方式,降低质量、价格等信息的搜寻成本,拓宽信息获取渠道和方式,简化交易流程与交易环节[29],削弱信息不对称并破解市场经济“柠檬问题”[30]。另一方面,信息消费能够通过弱化区域市场边界、强化信息要素的跨区域渗透与连接,解决区域发展差距过大等问题。信息消费通过发挥“渗透效应”,扩大了信息产品与服务的交换范围,为信息基础相对薄弱、市场嵌入程度相对较低的欠发达区域开拓了新的经济增长模式,提供了后发追赶与跨越式发展的重要机遇[17],为进一步推动区域协调发展奠定了坚实基础。

据此,提出如下研究假设。

假设 H2:信息消费能够通过破除区域信息壁垒促进区域协调发展。

(2)提高要素配置水平

信息消费能够发挥“重构效应”,促进要素配置格局由分散向协同转变,推动区域协调发展。作为区域空间经济发展的中介载体,要素配置效率决定了区域经济发展质量[31]。在数智技术应用背景下,生产要素的优化配置已成为驱动经济增长和结构转变的核心动力[30],在促进区域协调发展中发挥着关键作用。一方面,信息消费作为数智技术深度嵌入居民消费与企业决策的重要载体,为加快市场信号重塑、加速要素流通提供了可能。具体而言,信息消费能够在不同地区之间传递更充分、更精准的市场与技术信号,加速管理创新、商业模式创新与业态创新[26],推动人才、资金和技术等生产要素突破地域限制,实现跨区流动、重新组合与优化布局[32],加速要素配置方式由低效分散向高效协同转变,提升区域间资源配置的透明度和协同性,促进各类传统生产要素高效率实现市场化配置[33]。另一方面,信息消费能够改善市场信号传导机制与要素流通环境,促进资源要素在更大空间范围内协同配置,加速区域协调发展。在信息消费持续扩张的推动下,其“重构效应”进一步表现为缓解由于要素流动障碍所导致的要素价格扭曲和配置效率损失等问题[34],为激活后发地区大量尚未充分利用的要素潜力,助力落后地区嵌入高价值经济循环提供了可能[33],有效缓解由信息差异和要素错配导致的区域发展不均衡。

据此,提出如下研究假设。

假设 H3:信息消费能够通过提升要素配置水平促进区域协调发展。

(3)加速数字技术创新

信息消费能够发挥“创新效应”,通过加速数字技术成果转化与应用,激发区域创新活力,推动区域协调发展。熊彼特将“创新”定义为新资源组合模式下的生产活动[35],而数字经济背景下信息消费源于信息公开、透明、共享的创新本质[26],激发了数字技术创新实践,为区域以需求升级引领供给创新、培育增长新动能提供了新契机[22]。一方面,信息消费的持续扩张推动了数字技术创新

由点状突破向系统性积累转变，拓展了以数字技术为核心的创新溢出与应用空间。信息消费不仅能够加快“创新”这一赋能性要素在传统生产函数中的引入[26]，引导企业立足内需市场，依托信息基础设施建设，在渐进式改进与跃迁式突破并存的过程中推动数字技术创新不断演进积累，助推关键核心信息技术和产品研发[20,36]；还能够通过吸引数字技术企业和数字服务商集聚，形成数字技术创新与应用高地，拓宽数字技术应用场景[37]，加速以数字技术为核心的创新溢出与应用转化，推动区域生产率显著提升。另一方面，信息消费能够发挥推动数字技术创新持续积累与外溢扩展效应，提升区域差异收敛速度，推动区域一体化发展[38]。数字技术创新能够通过发挥“创新效应”，加速知识传播、技术扩散与创新效率提升[22]，增强发达地区对欠发达地区的技术溢出[17]，提升区域内产业的生产效率、技术水平与经济韧性，进而加速区域产业结构合理化和高级化，推动区域协调发展[2]。

由此，提出如下研究假设。

假设 H4：信息消费能够通过加速数字技术创新促进区域协调发展。

基于上述分析，本文从直接效应及渗透、重构、创新等多个间接效应出发，构建信息消费影响区域协调发展的理论分析框架，如图 1 所示。

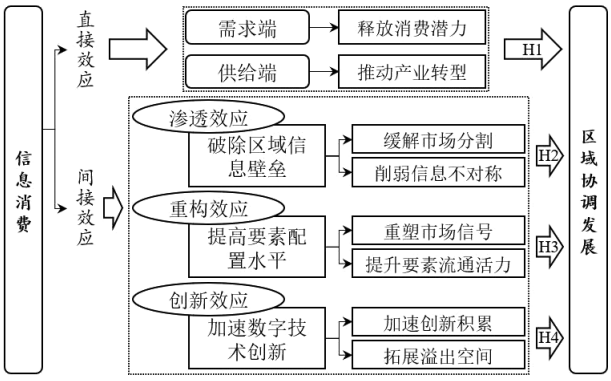


图 1　信息消费促进区域协调发展理论分析

三、研究设计

（一）模型构建

为检验信息消费对区域协调发展的影响效应，本文将国家信息消费试点政策作为一个准自然实验，构建如下多期 DID 模型：

$$RCD_{it}=\beta_0+\beta_1 DID_{it}+\varphi Control_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it}$$

其中，i 表示城市，t 表示年份。RCD_{it} 表示城市 i 在 t 年的区域协调发展水平。双重差分项 $DID_{it}=treat_i\times post_t$，$treat_i$ 为城市分组虚拟变量，当城市 i 入选国家信息消费试点城市名单时，$treat_i$ 取值为 1，表示处理组城市，否则取 0，表示控制组城市；$post_t$ 为时间分组虚拟变量，当城市处于国家信息消费试点之后，$post_t$ 取值为 1，否则取 0。因此，交乘项 DID_{it} 表示城市 i 在 t 年是否为国家信息消费试点城市，β_1 表示国家信息消费试点政策对区域协调发展的影响。$Control_{it}$ 为控制变量，μ_i 为城市个体固定效应，δ_t 为年份固定效应，ε_{it} 为随机扰动项。

（二）变量选取与数据来源

1. 被解释变量

区域协调发展（RCD）。本文采用夜间灯光基尼系数衡量区域协调发展水平。一方面，相较于地区生产总值等传统宏观经济指标，夜间灯光数据基于卫星传感器对地表夜间亮度的持续观测，不仅与区域经济发展水平、人口密度以及居民收入水平高度相关，而且能够在栅格层面度量城市内部区域发展水平差距，较大程度上克服统计口径和人为干预带来的测度偏误[39-40]。另一方面，基尼系数作为一种均衡分析统计工具[41]，由于能够在不受单位大小影响的基础上刻画随机变量取值的散布程度[42]，而被广泛应用于测度收入分配水平[43]、共同富裕水平[44]、区域协调发展水平[1]等各类经济发展指标的均衡发展程度。因此，以城市夜间灯光数据计算基尼系数不仅能够克服传统经济指标在可比性与稳定性方面的局限，还能够利用基尼系数无量纲和对分布离散程度高度敏感的特性，更为有效地刻画区域协调发展水平。目前，学术界常用的夜间灯光数据主要包括 DMSP-OLS 和 SNPP-VIIRS 两类。其中，DMSP-OLS 数据涵盖 1992—2013 年，SNPP-VIIRS 数据覆盖 2012 年至今。为克服使用单一数据无法满足样本完整性需要和两类数据在空间分辨率、卫星过桥时间及数据连续性等方面的差异，本文选取 2010—2013 年的 DMSP-OLS 数据和 2012—2023 年的 SNPP-VIIRS 栅

格数据,对其进行校准,得到2010—2023年一致口径的类DMSP-OLS夜间灯光数据[45],并据此计算城市层面的夜间灯光基尼系数[46],基尼系数的取值范围为[0,1],当基尼系数为1时,表示城市内部的灯光亮度全部集中在一个栅格上,基尼系数为0表示城市内所有栅格的灯光亮度都相同,即夜间灯光基尼系数数值越大,表明城市内部经济发展不平衡程度越高[47],区域协调发展水平越低。

2. 解释变量

信息消费(*DID*)。本文采用国家信息消费试点政策的虚拟变量表示。具体而言,如果某城市在当年获批国家信息消费试点城市,则设定该城市自获批当年及以后各期的*DID*取值为1,否则取0。同时,考虑政策实施效果可能存在时滞,本文将2013年12月启动的首批政策起始年份统一调整为2014年,将2014年12月启动的第二批政策起始年份调整为2015年纳入实证分析。在样本筛选过程中,本文剔除了仅在部分区(县)层面开展试点的地级市,以及部分自治州、县级市和数据缺失较为严重的城市。最终,处理组样本包含76个国家信息消费试点城市,对照组样本包含208个非试点城市。

3. 控制变量

参考已有文献[7,17,48]的研究内容,本文在控制变量中纳入一系列影响区域协调发展水平的因素。具体包括:经济发展水平(*NGDP*),以地区人均GDP取对数衡量,反映区域经济实力与资源承载能力,经济基础越雄厚,越有利于区域协调发展;人口集聚水平(*PEOP*),以地区户籍人口与行政区域土地面积之比取对数表示,人口集聚有助于促进要素集聚与知识扩散,从而推动区域协调发展;社会消费水平(*RTE*),采用社会消费品零售总额与GDP之比来衡量,较高的社会消费水平反映区域经济活力,有助于推动区域均衡发展;政府干预程度(*GOV*),采用地方财政一般预算内支出与GDP之比表征,适度的政府干预有助于优化资源配置、改善公共服务供给,进而促进区域协调发展;金融发展水平(*FIN*),以年末金融机构存贷款余额与地区生产总值之比衡量,金融发展能够提升资本配置效率,为区域协调发展提供必要的资金支持。

4. 数据来源

本文选取2010—2023年中国284个地级及以上城市作为研究样本,构建城市层面的面板数据。其中,用于衡量区域协调发展水平的指标,源自美国国家海洋和大气管理局(NOAA)发布的全球夜间灯光栅格数据。其余城市层面变量数据来源于《中国城市统计年鉴》以及各地级市统计年鉴等。对于少量缺失观测值,本文采用几何平均增长率法进行补充,以保证样本的完整性与估计结果的可靠性。变量描述性统计结果见表1。

表1　变量描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
区域协调发展	*RCD*	3 976	0.733	0.208	0.005	0.995
信息消费	*DID*	3 976	0.185	0.388	0	1
经济发展水平	*DGDP*	3 976	10.756	0.715	8.555	13.185
人口集聚水平	*PEOP*	3 976	5.746	0.928	1.619	8.176
社会消费水平	*RTE*	3 976	0.378	0.108	0.049	1.013
政府干预程度	*GOV*	3 976	0.200	0.101	0.044	0.916
金融发展水平	*FIN*	3 976	2.593	1.249	0.588	21.301

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表2列(1)为未加入任何控制变量时政策变量*DID*的估计结果,列(2)~列(6)为逐步加入控制变量时,政策变量*DID*及相关控制变量的估计结果。不同模型设定下政策变量*DID*的估计系数大小保持稳定且均在1%水平上显著为负,表明国家信息消费试点政策在促进区域协调发展方面发挥了显著作用,假设H1得到验证。

表2　基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID	-0.031 *** (0.004)	-0.031 *** (0.004)	-0.031 *** (0.004)	-0.031 *** (0.004)	-0.030 *** (0.004)	-0.030 *** (0.004)
DGDP	—	-0.012 * (0.007)	-0.012 * (0.007)	-0.010 (0.007)	0.002 (0.008)	-0.005 (0.008)
PEOP	—	—	0.018 (0.028)	0.019 (0.028)	0.027 (0.028)	0.026 (0.028)
RTE	—	—	—	0.066 *** (0.017)	0.069 *** (0.016)	0.072 *** (0.017)
GOV	—	—	—	—	0.093 *** (0.031)	0.111 *** (0.033)
FIN	—	—	—	—	—	-0.005 ** (0.002)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	3 976	3 976	3 976	3 976	3 976	3 976
R^2	0.939	0.939	0.939	0.940	0.940	0.940

注:***、**、*分别表示在$p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.10$时有统计学意义。括号内为稳健标准误。下同。

(二)平行趋势检验

运用事件研究法进行平行趋势检验[49],以避

免政策实施时“挑选赢家”行为造成的选择性偏误对国家信息消费试点政策真实效应识别的干扰[50]。构建模型为：

$$RCD_{it}=\beta_0+\sum_{k=-5(k\neq-1)}^{5}\tau_k DID_{i,t_{0+k}}+\varphi Control_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，t_0为城市入选当年；k 表示城市入选后的第 k 年；τ_k为待估系数，表示城市入选后第 k 年的政策效应；其余变量设定与基准模型一致。本文的样本区间为 2010—2023 年，以城市入选国家信息消费试点城市前一年为基准期，相对处理时间 k 的取值范围为 -5 到 5（不包含 -1）。平行趋势检验结果如图 2 所示。在政策实施前，试点城市与非试点城市的区域协调发展水平变化未通过显著性检验，即两者在未实施国家信息消费政策时区域协调发展水平变化趋势一致，满足平行趋势假设，为 *DID* 估计结果的有效性提供了经验证据。

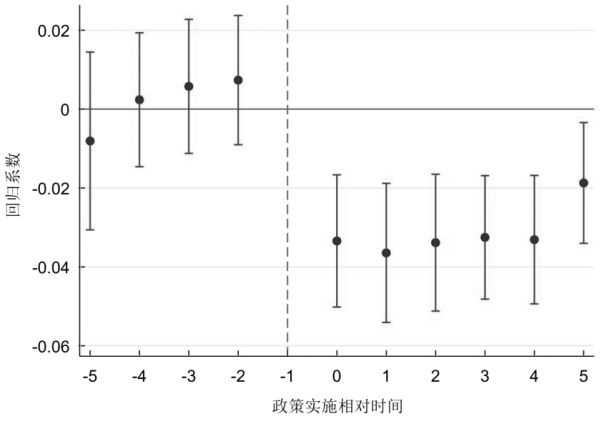


图 2　平行趋势检验

（三）稳健性检验

1. 混合安慰剂检验

为排除随机因素对估计结果产生的影响，本文进一步开展“有约束”的多期 *DID* 混合安慰剂检验。首先，从 2010—2023 年随机抽取 2 个“伪政策实施年份”；其次，从全样本中随机抽取 76 个城市构成“伪处理组”，并为每个“伪处理组”城市随机分配一个“伪实施时间”；最后，将抽样结果组成虚拟样本并进行双重差分估计。图 3 为 500 次随机抽样得到的安慰剂处理效应经验分布，基准回归系数（-0.030）独立于安慰剂效应分布之外，强烈拒绝“处理效应为 0”的原假设，说明国家信息消费试点政策对区域协调发展水平的提升作用未受到其他不可观察因素的干扰，研究结论具有强稳健性。

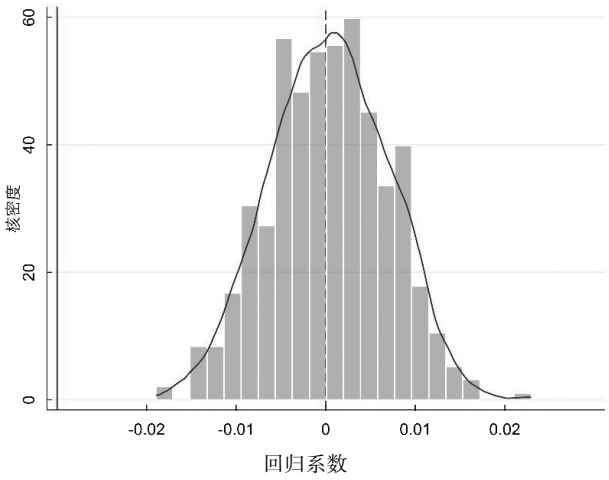


图 3　安慰剂检验

2. PSM - DID 检验

为缓解可能存在的选择性偏差问题，本文采用 PSM - DID 进行稳健性检验。运用核匹配和1∶1近邻匹配对样本进行倾向得分匹配，并利用匹配后的样本对基准回归模型进行重新估计。回归结果如表 3 所示，结果表明 *DID* 的估计系数均显著为负，进一步验证了国家信息消费试点政策对区域协调发展的显著影响结果具有稳健性。

表 3　基于 PSM - DID 方法的检验

变量	核匹配		近邻匹配（1∶1）	
	（1）	（2）	（3）	（4）
DID	-0.031***	-0.029***	-0.028***	-0.027***
	（0.004）	（0.004）	（0.004）	（0.004）
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	3 883	3 883	3 827	3 827
R^2	0.939	0.940	0.937	0.938

3. 其他稳健性检验

第一，考虑并行政策干扰。在基准模型中分别加入“宽带中国”（*Broadband*）与“智慧城市”（*Smartcity*）政策的虚拟变量，以排除并行政策对国家信息消费试点政策效应识别的干扰。第二，替换被解释变量。采用基于夜间灯光数据计算的泰尔指数（*THEIL*）和阿特金森指数（*Atkinson*）作为区域协调发展的替代指标，以排除回归结果对特定评估指标的依赖。第三，修正极端值影响。对连续变量分别进行 1% 和 2% 的双边缩尾处理，以降

低极端值对估计结果的影响。第四,剔除特殊样本。剔除4个直辖市样本,以排除城市经济发展与政策环境优势对估计结果的干扰。第五,调整固定效应设定。在基准模型中加入省份与年份交互固定效应,以控制省份层面随时间变化的不可观测因素对估计结果的影响。检验结果如表4所示,结果显示各模型设定下政策变量 *DID* 估计系数均显著为负,即基准回归结果具有较强的稳健性。

表4　其他稳健性检验

变量	排除政策干扰		更换被解释变量		修正离群值		剔除特殊样本	调整固定效应设定
	宽带中国	智慧城市	泰尔指数	阿特金森指数	1%缩尾	2%缩尾		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
DID	-0.026***	-0.030***	-0.068***	-0.018***	-0.029***	-0.028***	-0.027***	-0.025***
	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)
Broadband	-0.014***	—	—	—	—	—	—	—
	(0.004)							
Smartcity	—	0.003	—	—	—	—	—	—
		(0.004)						
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	否	否	否	否	否	否	否	是
N	3 976	3 976	3 976	3 976	3 976	3 976	3 920	3 906
R^2	0.940	0.940	0.785	0.948	0.939	0.937	0.940	0.965

4. 内生性讨论

为尽可能消除区域协调发展水平反向影响信息消费规模和结构所导致的逆向因果问题,本文借鉴既有研究[19],分别选用"明朝驿站数"和"各城市1984年每百万人邮局数"构建国家信息消费试点政策的工具变量,来缓解模型可能存在的内生性偏误。一方面,信息消费在本质上是传统通信技术的演进与升级[20],明朝驿站数和改革开放初期的邮政网络奠定了区域间信息通达性的历史基础,是现代信息基础设施的重要前身,与国家信息消费试点政策的实施具有内在相关性,满足工具变量的相关性条件。另一方面,明朝驿站的设立与邮局布局的形成均形成于国家信息消费试点政策出台之前,其空间分布并非针对当代区域协调发展目标设定,也不会通过其他渠道直接影响当前区域协调发展格局,满足工具变量的排他性要求。为解决历史性截面数据难以直接用于面板数据计量分析的问题,本文构建"明朝驿站数"与年份虚拟变量的交乘项(IV_1)及"各城市1984年每百万人邮局数"与年份虚拟变量的交乘项(IV_2)作为国家信息消费试点政策的工具变量。表5报告了回归结果:列(1)和列(3)回归结果显示工具变量系数显著为正,说明明朝驿站数和历史邮局数与城市是否成为国家信息消费试点城市显著相关;列(2)和列(4)回归结果显示政策变量 *DID* 系数显著为负,表明信息消费对区域协调发展具有显著促进作用,基准结论仍然成立。总体而言,在有效控制潜在内生性问题后,研究假设H1仍然成立。

表5　工具变量估计

变量	*DID*	*RCD*	*DID*	*RCD*
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	—	-0.026***	—	-0.040***
		(-6.641)		(-9.044)
IV_1	0.124***	—	—	—
	(19.935)			
IV_2	—	—	0.013***	—
			(31.183)	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	413.18	—	705.47	—
	[0.000]		[0.000]	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	397.39	—	972.35	—
	{16.38}		{16.38}	
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	3 976	3 976	3 976	3 976

注:[ ]内数值为P值,{ }内数值为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

五、机制检验与异质性分析

(一)机制检验

从渗透效应、重构效应和创新效应三方面入手,检验信息消费影响区域协调发展的作用机制。借鉴江艇[51]的做法,构建模型为:

$$MEC_{it}=\beta_0+\beta_1 DID_{it}+\varphi Control_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，MEC_{it}表示机制变量，其余变量设定与基准模型一致。

1. 破除区域信息壁垒

本文从地理分割和文化分割两个维度，研究信息壁垒在信息消费促进区域协调发展过程中的渗透效应。具体而言，采用人均道路面积作为地理分割（*BARR_ROAD*）的代理变量[17]，同时基于汉语言次方言数据，构建引入年度人口变动系数加以修正的文化差异动态指数，作为文化分割（*BARR_CUL*）的代理变量[52]。表 6 列（1）和列（2）结果表明，地理分割与文化分割对信息消费的回归系数均显著为正，表明信息消费能够通过破除地理分割和文化分割，促进区域间信息流通，从而推动区域协调发展，假设 H2 得以验证。

2. 提高要素配置水平

本文从人力资源配置和创新要素配置两个层面，考察要素配置在信息消费促进区域协调发展过程中的重构效应。具体而言，以城市普通高等学校人数占总人口的比重衡量人力资源配置水平（*ELEM_HUM*），利用城市创新指数①衡量创新要素配置水平（*ELEM_INNO*）[53]。表 6 列（3）和列（4）结果表明，人力资源配置与创新要素配置对信息消费的回归系数均显著为正，说明信息消费能够通过优化人力资源与创新要素配置，提升要素配置效率，从而加速区域协调发展，假设 H3 得以验证。

3. 加速数字技术创新

本文从渐进式数字技术创新和突破式数字技术创新两个维度，探究数字技术创新在信息消费促进区域协调发展过程中的创新效应。具体而言，根据国家知识产权局《关键数字技术专利分类体系（2023）》国际专利分类号（IPC）信息，从“城市—年份”层面对企业数字技术创新专利进行识别、筛选、分类与汇总[20]，并以数字技术实用新型专利申请量衡量渐进式数字技术创新（*RDTI*），以数字技术发明专利申请量衡量突破式数字技术创新（*IDTI*）[54]。表 6 列（5）和列（6）结果表明，渐进式数字技术创新与突破式数字技术创新对信息消费的回归系数均显著为正，表明信息消费能够通过赋能渐进式数字技术创新与突破式数字技术创新，提升区域创新能力与创新效率，从而促进区域协调发展，假设 H4 得以验证。

表 6　作用机制检验

变量	区域信息壁垒		要素配置水平		数字技术创新	
	BARR_ROAD	*BARR_CUL*	*ELEM_HUM*	*ELEM_INNO*	*RDTI*	*IDTI*
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
DID	0.609 *** （0.131）	0.073 *** （0.009）	0.033 *** （0.005）	0.629 *** （0.107）	0.148 *** （0.018）	0.255 *** （0.036）
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	3 976	3 976	3 976	3 976	3 976	3 976
R^2	0.916	0.996	0.958	0.667	0.775	0.819

（二）异质性分析

1. 城市区位异质性

为了进一步考察不同地理区位条件下信息消费对区域协调发展的异质性影响，本文根据地理位置将样本区域划分为东部地区与中西部地区，分组回归结果见表 7 列（1）和列（2），东部地区信息消费对区域协调发展的促进效应显著强于中西部地区。可能的原因在于，东部地区经济发展水平较高、市场化机制更成熟，使得信息消费更容易通过推动消费结构升级、深化产业分工与提升资源配置效率，转化为区域协调发展的内在动力；中西部地区产业基础相对薄弱、市场规模有限，区域协作机制不够健全，信息消费的正向效应在空间传导与转化过程中受到更多约束，从而对区域协调发展的促进效果相对有限。

2. 数字基础设施水平异质性

为检验不同数字基础设施水平对国家信息消费试点政策实施效果的影响，本文以移动电话年末用户数年度中位数作为划分标准，将样本划分为高数字基础设施水平组与低数字基础设施水平组，分组回归结果见表 7 列（3）和列（4），在高数字基础设施水平地区，信息消费对区域协调发展的促进作用更加突出。可能的原因在于，较为完善

① 具体计算方式参见复旦大学产业发展研究中心《中国城市和产业创新力报告 2017》。

的数字基础设施更能有效降低信息获取与传输成本,提高数据交互效率,从而使信息消费更容易促进要素流动、产业协同与创新扩散,强化其对区域协调发展的推动作用。相比之下,数字基础设施水平较低的地区网络质量、服务可得性和数字应用普及度有限,信息消费产生的正向效应在扩散过程中受到约束,难以形成区域整合与协同效应,进而制约其对区域协调发展的带动作用。

3. 法治环境建设水平异质性

为考察不同法治环境建设下信息消费对区域协调发展的影响效应,本文以执业律师数占总人口比重的年度中位数为划分标准,将样本划分为高法治环境建设水平组与低法治环境建设水平组,分组回归结果见表 7 列(5)和列(6),信息消费对区域协调发展的作用在法治环境建设水平较高的地区更加明显。可能的原因在于,完善的法治环境能够为消费者提供权益保护与契约执行保障。在高法治环境建设水平地区,消费者对信息产品与服务的信任度更高,企业展开数字化经营活动所面临的合规风险更低,信息、资金与创新活动的跨区域传导也更加顺畅,从而强化了信息消费对区域协调发展的正向外溢效应。相比之下,法治环境建设水平较低的地区制度约束相对薄弱,信息交易过程中的不确定性和潜在风险较高,信息消费带动要素流动和产业协同的作用容易受阻,难以形成显著的区域协调发展效应。

表 7　异质性检验

变量	城市区位		数字基础设施水平		法治环境建设水平	
	东部	中西部	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID	-0.038 *** (0.007)	-0.023 *** (0.004)	-0.041 *** (0.006)	-0.012 ** (0.006)	-0.060 *** (0.011)	-0.025 *** (0.005)
费舍尔组合检验 *P* 值	0.016 **		0.029 ***		0.035 ***	
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	14 00	2 576	1 981	1 972	1 976	1 979
R^2	0.938	0.917	0.939	0.933	0.946	0.930

注:费舍尔组合检验用于检验组间系数差异,表中 *P* 值为抽样 1 000次的结果。

六、结论与建议

本文以全国 284 个地级及以上城市为研究对象,实证考察了信息消费对区域协调发展的影响效应与作用机制。研究结果表明:第一,信息消费能够显著促进区域协调发展,该结论在通过一系列稳健性检验后依然成立;第二,信息消费能够通过破除信息壁垒发挥渗透效应、提高要素配置水平发挥重构效应、加速数字技术创新发挥创新效应,进而促进区域协调发展,即通过破除地理分割和文化分割、优化人力资源与创新要素配置、赋能渐进式与突破式数字技术创新来提升区域协调发展水平;第三,信息消费对区域协调发展的影响效应在不同城市区位、数字基础设施水平和法治环境建设水平下存在显著差异,具体而言,在东部地区、数字基础设施水平与法治环境建设水平较高的城市,信息消费对区域协调发展的促进效果更加显著。基于上述结论,提出以下对策建议。

一是优化信息基础设施空间布局,夯实区域信息消费发展基础。强化信息消费“渗透效应”,统筹推进新型信息基础设施在不同区域间均衡布局,加大对中西部地区和欠发达地区在 5G 网络、千兆光纤、数据中心及智慧城市建设方面的支持力度,逐步缩小区域间数字基础设施差距,通过提升网络可达性与信息服务供给能力,破除区域间物理性与制度性信息壁垒,缩小区域数字鸿沟。

二是拓展信息消费应用场景,促进区域消费需求协同释放。发挥信息消费“重构效应”,支持发达地区率先探索人工智能生成内容(AIGC)、元宇宙社交、沉浸式体验等高阶数字消费新业态,培育线上教育、远程医疗、数字文旅和智慧农业等新型信息消费模式,引导成熟的信息消费业态和商业模式向欠发达地区推广复制,以数字化手段引导数据、技术、人才等生产要素跨区域高效流转,破解区域消费失衡难题。

三是强化数字技术创新支撑,提升信息消费供给质量与内生动力。激发信息消费“创新效应”,加快人工智能、大数据、区块链等关键数字技

术在信息消费领域的研发与应用,支持有条件地区布局建设面向信息消费的智能计算中心、开源社区等公共技术服务平台,加速数字技术成果落地转化,支持新型数字产品与服务创新,通过建设示范项目推动数字技术与信息消费模式在跨区域扩散中形成创新示范效应,推动区域间技术创新协同、成果共享,缩小区域发展差距。

参考文献:

[1]严太华, 张凯越. 制度型开放与区域协调发展:基于空间双重差分模型的实证分析 [J]. 经济问题, 2025 (4): 11-22,40.

[2]吴志军, 温星星, 孔欣紫. 数字基础设施建设赋能区域协调发展的逻辑机理和经验证据 [J]. 经济问题探索, 2025 (5): 77-90.

[3]张耀军, 李佳林. “十五五”时期区域经济高质量发展:重大问题与破解之道 [J]. 北京行政学院学报, 2025 (6): 23-33.

[4]王宝珠, 蔡薛姝, 王朝科. 因地制宜发展新质生产力赋能区域协调发展研究:基于数字技术促进生产力“缩差”演进的视角 [J]. 当代经济研究, 2025 (8): 101-113.

[5]茹慧超, 邓峰. 数字消费政策的数字驱动效应研究:来自国家信息消费试点城市的证据 [J]. 经济体制改革, 2025(3): 78-87.

[6]王辉, 刘栩君. 数字化消费政策的创业效应研究 [J]. 财经研究, 2024, 50(3): 49-63.

[7]韩律, 胡善成, 吴丽芳. 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 [J]. 经济与管理研究, 2023, 44(6): 77-96.

[8]叶堂林, 刘佳. 数字经济赋能区域协调发展:范式变革的新逻辑:基于新空间经济学“4D”的分析框架 [J]. 学海, 2025(4): 109-119,215.

[9]周瑛, 王倩. 数字化消费赋能新质生产力:来自国家信息消费试点城市的证据 [J]. 软科学, 2025, 39(5): 84-93.

[10]孙豪, 项计豪, 毛中根. 消费对经济发展的基础性作用:理论、评估和政策 [J]. 经济学动态, 2025(10): 75-94.

[11]刘世锦. 扩消费、稳增长与结构性改革 [J]. 广东社会科学, 2025(5): 5-15,283.

[12]李慧. 畅通国内大循环:增强消费对经济发展的基础性作用 [J]. 江苏社会科学, 2024 (4): 121-129.

[13]蔡玉胜, 董微微, 潘汝南. 多重视角下数字经济对区域协调发展的影响及优化策略 [J]. 经济纵横, 2024 (4): 47-53.

[14]孙玉滨. 多元求和:数字治理驱动城乡区域协调发展何以可能:基于 31 个省区市数据的模糊集定性比较分析 [J]. 甘肃行政学院学报, 2025(3): 114-128.

[15]何伟, 董影, 孙中原. 数据要素对区域协调发展的影响研究:基于中国 279 个地级市面板数据的实证分析 [J]. 城市问题, 2024 (6): 35-44.

[16]刘晶, 杨怡帆. 数据要素流动对区域协调发展的影响机理研究 [J]. 管理学刊, 2025, 38(3): 133-148.

[17]方锦程, 刘颖, 高昊宇, 等. 公共数据开放能否促进区域协调发展:来自政府数据平台上线的准自然实验 [J]. 管理世界, 2023, 39(9): 124-142.

[18]斯丽娟. 数字经济推动区域协调发展:理论逻辑与实践路径 [J]. 理论与改革, 2023(2): 73-85,150-151.

[19]江红莉, 胡文杰, 陈庭强. 信息消费试点政策对提升城市碳生产率的影响机制及空间溢出效应研究 [J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2024, 44(11): 39-55.

[20]叶堂林, 刘华桢. 信息消费赋能城市数字技术创新研究:来自国家信息消费试点政策的经验证据 [J]. 湖北民族大学学报(哲学社会科学版), 2025, 43(6): 121-133.

[21]闫晨, 蔡曦, 代谦. 国家信息消费试点对城市创新水平的影响研究 [J]. 经济体制改革, 2024 (1): 53-61.

[22]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.

[23]吴丽芳, 韩律, 朱瑞华. 新型消费需求的就业效应:来自国家信息消费试点政策的证据 [J]. 南开经济研究, 2025(8): 146-164.

[24]ZHANG K, ZHU PH, QIAN XY. National information consumption demonstration city construction and urban green development: a quasi-experiment from Chinese cities [J]. Energy economics, 2024, 130: 107313.

[25]ZHAO F, LI R, WU Z, RU X. Can the integration of digital and real economies stimulate residents’ consumption? [J]. International review of financial analysis, 2025, 103: 104260.

[26]赵付春. 我国信息消费构成、影响和发展重点研究 [J]. 社会科学, 2014(1): 64-73.

[27]袁培, 侯伟政, 蒋含宇. 市场一体化与消费扩容:兼论对收入再分配提振消费效果的纠偏效应 [J]. 中国流通经济, 2025, 39(7): 82-96.

[28]蒋国银, 庞正恒. 公共数据开放何以促进平台经济规范健康持续发展:基于公共数据开放的准自然实验 [J]. 统计研究, 2025, 42(6): 51-65.
[29]刘文革,肖宇航,纪红绳. 信息消费激发国内消费市场潜力的实证研究[J]. 当代经济科学,2026,48(2):13-27.
[30]姜婧, 王岩. 数智技术与银发经济:融合机理、现实壁垒与政策路径 [J]. 经济问题, 2025(10): 28-38.
[31]王怡颖. 新时代中国区域经济协调发展的内涵解构与三重逻辑 [J]. 当代经济管理, 2024, 46(11): 75-86.
[32]李均超, 张涛, 黄珊. 平台经济对区域协调发展的影响研究:基于城市网络招聘大数据的量化分析 [J]. 城市问题, 2024 (5): 50-61.
[33]曾祥炎, 魏蒙蒙, 周健. 数字经济、要素配置与区域技术收敛 [J]. 经济经纬, 2023, 40(1): 3-13.
[34]孙久文, 董红燕. 区域协调发展的新趋势、新模式与动力机制 [J]. 改革, 2025(5): 13-28.
[35]李林倬, 赵南南. 熊彼特的遗产:创新研究中颠覆式和组合式创新的思想溯源 [J]. 社会学研究, 2024, 39(6): 154-175,229-230.
[36]何凌云, 张元梦. 新型消费如何促进产业结构升级:基于信息消费试点的准自然实验 [J]. 广东财经大学学报, 2022, 37(5): 4-17.
[37]陈凯旋, 张树山. 信息消费与数实融合:来自国家信息消费试点的经验证据 [J]. 软科学, 2024, 38(12): 55-61.
[38]王连, 檀晶, 李钰焜. 数字技术创新对区域协调发展的影响研究:来自城市数字专利的经验证据 [J]. 首都经济贸易大学学报, 2025, 27(4): 49-65.
[39]王贤彬, 黄亮雄. 夜间灯光数据及其在经济学研究中的应用 [J]. 经济学动态, 2018 (10): 75-87.
[40]李晓园, 金雨乐, 陈丽琴. 农业新质生产力影响城乡收入差距的作用机制与政策建议 [J]. 江西社会科学, 2025, 45(4): 69-84.
[41]王青, 金春. 中国城市群经济发展水平不平衡的定量测度 [J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(11): 77-94.
[42]尚艳春. 区域协调发展视域下城市群人口—经济耦合研究 [J]. 经济纵横, 2023(7): 119-128.
[43]陈宗胜, 康健. 中国居民收入分配"葫芦型"格局的理论解释:基于城乡二元经济体制和结构的视角 [J]. 经济学动态, 2019(1): 3-14.
[44]彭刚, 杨德林, 朱莉. 中国城市共同富裕水平测度、空间特征与动态演进 [J]. 中国软科学, 2022 (S1): 289-303.
[45]WU Y, SHI K, CHEN Z, LIU S, CHANG Z. Developing improved time-series dmsp-ols-like data (1992—2019) in China by integrating DMSP-OLS and SNPP-VIIRS [J]. IEEE transactions on geoscience and remote sensing, 2022, 60: 1-14.
[46]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): 16-33.
[47]储德银, 迟淑娴, 刘俸奇. 地方政府税收竞争助推了经济发展不平衡吗:基于劳动力流动的视角 [J]. 经济学动态, 2023 (11): 51-71.
[48]赵冉, 何平林. 税收分享对区域协调发展的影响及空间溢出效应 [J]. 科学决策, 2024(12): 24-43.
[49]JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers [J]. The American Economic Review,1993,83(4):685-709.
[50]陈钊, 熊瑞祥. 比较优势与产业政策效果:来自出口加工区准实验的证据 [J]. 管理世界, 2015 (8): 67-80.
[51]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(5): 100-120.
[52]宋英杰, 曲静雅, 吕璀璀. 文化差异与地区公共文化服务供给:基于财政分权的视角 [J]. 财经研究, 2019, 45(10): 35-45.
[53]李子豪, 王悦. 数字贸易对城市减污降碳协同发展的影响:基于产业集聚与要素配置视角 [J]. 经济经纬, 2025, 42(1): 67-79.
[54]MÄKITIE T, HANSON J, DAMMAN S, et al. Digital innovation's contribution to sustainability transitions [J]. Technology in society, 2023, 73: 102255.