

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

韩 律 胡善成 吴丽芳

内容提要:信息消费是中国创新最活跃、增长最迅速、辐射最广泛的新兴消费领域之一。本文以国家信息消费城市试点政策作为一项准自然实验,选取2010—2019年地级市面板数据,基于双重差分模型探讨信息消费对城市经济高质量发展的影响及传导机制。研究发现,信息消费城市试点政策通过就业效应、产业效应和创新效应,促进了城市的经济高质量发展;市场化程度、技术创新能力和基础设施等基础条件有利于提高信息消费对经济高质量发展的促进作用;此外,信息消费试点对经济高质量发展在大规模城市、东部区域和高行政级别城市中的影响更大。本文的研究结论为促进信息消费扩大内需,推动经济高质量发展提供了政策启示。

关键词:信息消费 城市经济 国家信息消费试点 准自然实验 高质量发展

中图分类号:F299.2;F49

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2023)06-0077-20

一、问题提出

党的十九届五中全会提出,“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”。构建新发展格局是实现中国经济从高速增长向高质量发展的战略举措。习近平总书记强调,“以畅通国民经济循环为主构建新发展格局”“扭住扩大内需这个战略基点,使生产、分配、流通、消费更多依托国内市场”^[1]。消费是拉动内需的三驾马车之一,是经济发展的主要动力。在新发展格局下实施扩大内需战略,必须摆脱传统思路的束缚,通过促进传统消费升级、加快培育新型消费等措施,寻找新的经济增长点^[2]。2013年8月,《国务院关于促进信息消费扩大内需的若干意见》(以下简称《意见》)发布,提出通过信息消费来有效拉动需求。为贯彻落实《意见》要求,工业和信息化部分别在2013年底和2015年初公布104个国家信息消费试点城市,通过提升信息基础设施、提高产品和服务创新能力等措施,加快促进试点城市的信息消费水平。中国经济从高速增长阶段转向高质量发展阶段,促进信息消费扩大内需,是否能够促进经济的高质量

收稿日期:2022-12-18;修回日期:2023-04-04

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中心城市科技创新带动城市群协同创新与高质量发展研究”(22&ZD129)

作者简介:韩 律 南开大学经济学院博士研究生,天津,300071;

胡善成 南开大学经济学院博士研究生;

吴丽芳 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生,上海,200433。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

发展?如果能够带动经济高质量发展,那么其中的影响机制又是怎样的,在什么条件下才更有利于发挥这种作用以及其影响是否存在异质性?解答以上问题,对构建新发展格局和推进经济高质量发展均具有重要的现实意义。

本文关注的问题是新发展格局下信息消费对经济高质量发展的影响,与本文相关的文献主要包括三类。第一类,早期的研究聚焦于中国信息消费的结构、发展与城乡差距,信息消费通常被定义为直接或间接以信息产品和服务为消费对象的消费活动,主要包括居民个人、企业和政府信息消费^[3];近年来农村信息消费发展迅速,其中交通通信消费最为突出^[4],但是与城镇居民仍然存在较大差距^[5]。第二类文献关注信息消费发展带来的经济影响。大多数文献将重点放在信息消费与经济增长的关系上。国内外学者研究发现,信息消费对经济增长有显著的促进作用^[6-10],且这种促进作用存在明显的区域差异性^[11]。徐梦周等(2022)基于中国省级面板数据,研究发现信息消费与创新效率呈倒U型关系,本地信息产业水平促进了两者之间的关系^[12]。第三类文献为国家信息消费试点政策效果评估。现有文献大多将信息消费试点政策当作数字化转型的外生冲击,而未注意到信息消费带来的经济发展质量效应。余明桂等(2022)以信息消费试点作为银行数字化转型的替代变量,研究发现信息消费试点降低了银行对劳动力的需求,特别是对低学历的劳动力需求^[13]。方明月等(2022)将信息消费示范城市的建设作为数字化政策冲击,使用三重差分法研究发现,信息消费示范城市的建设显著提高了数字化行业的企业劳动收入份额^[14]。何凌云和张元梦(2022)利用信息消费试点政策考察了信息消费的影响,研究发现信息消费试点通过提高信息化水平、拉动居民消费和推动技术创新等促进了城市产业结构升级^[15]。综上所述,现有文献发现信息消费对经济增长具有正向的促进作用,也从产业结构升级的角度系统评估了信息消费试点的政策效果,但尚未关注信息消费对经济高质量发展的影响。事实上,信息消费试点城市是为了扩大内需而设立的,而坚持扩大内需战略是推动经济高质量发展必不可少的一部分,因而系统评估信息消费试点政策对经济高质量发展的影响具有现实意义。

基于此,本文将信息消费试点政策当作一项准自然实验,采用双重差分法分析信息消费增长对经济高质量发展的带动作用。本文的边际贡献主要包括三个方面:第一,现阶段没有准确的统计数据对信息消费进行测度,现有文献通过主成分分析法构造信息消费发展指数或通过选取与信息消费相关的最终消费支出之和替代信息消费^[12,16-17],这些方法均无法准确衡量区域信息消费水平。本文选用双重差分法评估信息消费对经济高质量发展的影响,较好地解决了如何对信息消费变量进行准确测度的问题,同时缓解了因方法选择以及测量误差而造成的内生性问题。第二,除了检验信息消费试点对经济高质量发展的影响,本文还考察试点城市基础条件对信息消费试点政策促进高质量发展效应的影响,以检验信息消费发挥作用所需要具备的基本条件,这为今后信息消费示范项目的申报与评审提供了参考。第三,本文探讨信息消费促进经济高质量发展的传导机制,在一定程度上反映了扩大内需推动经济高质量发展的作用原理,对构建新发展格局推动经济高质量发展具有一定的现实意义。

二、政策背景与研究假设

(一) 政策背景:国家信息消费试点政策

随着大数据、人工智能等信息技术的不断发展,人们的消费观念、消费方式和消费需求都在不断变化,传统消费供给已经不能满足市场的需求。基于此,2013年8月《意见》发布,以解决中国信息消费基础设

施支撑能力不足、服务和产品创新能力弱等问题,从而加快促进信息消费持续增长,有效拉动需求。为贯彻落实《意见》要求,2013年12月31日,工业和信息化部启动了国家信息消费试点示范市(县、区)创建工作,并公布了68个首批国家信息消费试点市(县、区);2015年1月,又确定了36个第二批试点城市;2016年,在国家信息消费试点工作的基础上,进一步遴选出25个试点城市作为信息消费示范城市,以示范城市为重点,促进信息消费。信息消费试点城市以科技创新为支撑,以促进信息消费、改善信息基础设施和活跃信息消费市场为主要目标,主要措施有:加快信息基础设施演进升级,特别是完善宽带网络基础设施、推进三网融合;增强信息产品供给能力,包括智能终端产品和电子基础产业的创新发展;培育信息消费需求,拓宽信息服务市场,丰富信息服务内容;加快智慧城市建设和实施“信息惠民”工程,提升公共服务信息化水平;构建安全可信的信息消费环境基础,加强信息消费环境建设。2017年《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》(以下简称《指导意见》)指出,虽然试点城市带动了信息消费的高速发展,但仍然存在信息消费供给创新不足,内需潜力释放不充分等问题;为深入贯彻落实《指导意见》,2018年工业和信息化部、国家发展和改革委员会联合印发《扩大和升级信息消费三年行动计划(2018—2020年)》,以推动信息消费向纵深发展,提高新型信息产品供给能力、扩大信息消费覆盖面,持续释放内需潜力。此外,2022年为适应常态化疫情防控需要,《国务院办公厅关于进一步释放消费潜力促进消费持续恢复的意见》强调促进新型消费,加快线上线下消费有机融合,扩大升级信息消费。

随着国家信息消费试点工作的推进,中国信息消费发展迅速。根据工业和信息化部2015年公布的数据,2014年中国信息消费规模为2.8万亿元,增长率为18%,带动相关产业产值增加1.2万亿元,对国内生产总值(GDP)贡献约0.8%;2014—2021年信息消费规模逐渐增长,年均增速超过15%,是同期最终消费增速的1.6倍,2021年信息消费规模已达到6.8万亿元,占GDP的比重达到5.95%。当前中国经济已经转向高质量发展阶段,进一步加快信息消费示范城市建设,有利于信息基础设施建设和相关产业发展,充分发挥信息消费促进消费升级、优化就业结构和经济结构等作用,促进经济实现高质量发展。

(二) 信息消费与经济高质量发展

随着新一代信息技术和信息产业的迅速发展,催生出越来越多的信息产品和信息服务,居民的消费观念和消费需求随之改变。信息消费对经济的影响可分为“质”和“量”两个方面,信息消费对经济“量”的影响即信息消费的“拉动效应”。信息消费作为最终消费的一部分,对经济增长的影响已经得到国内外学者的一致认同^[6,8-10]。本文主要关注信息消费对经济“质”的影响,即信息消费的“内生效应”。信息消费的本质在于信息化,信息消费的发展会加速信息化与工业化的深度融合,促进与信息相关产业的发展,催生新型产品和新型服务,从而起到促进消费升级、优化产业结构和就业结构等作用,实现经济高质量发展。另外,在微观方面,信息消费会丰富企业信息化手段、信息消费形式的运用,推进企业的精细化管理,促进规模经济和范围经济延伸,提高生产效率,进而促进经济高质量发展^[18-19]。综上,本文提出假设1。

假设1:国家信息消费试点城市建设有利于促进城市经济高质量发展。

(三) 信息消费促进经济高质量发展的机制分析

信息消费能够通过就业效应促进城市经济高质量发展。现有研究表明,消费升级不但对就业数量有显著的拉动作用^[20],还有利于优化就业结构^[21]。具体来说,一方面,信息消费会丰富企业信息化手段和信息消费形式的运用,推进企业的精细化管理,促进规模经济和范围经济延伸,促使企业扩大生产规模,提高劳动力需求,扩大就业规模;企业扩大生产新型产品和新型服务,又会衍生出新的就业岗位。另一方面,信息

消费试点城市通过新型基础设施投资,在需求侧激发对服务业产品的相对需求,提高服务业就业比重,优化就业结构^[22];信息消费是信息产业与消费者的重要纽带,信息消费发展会加速信息技术产业的转型,吸引软件与信息技术服务业等高科技行业人才集聚,提高高技术就业人员占比。就业是最基本的民生,在推动高质量发展过程中,中国坚持强化就业优先导向,深入实施就业优先战略;实现更加充分的高质量就业是推动高质量发展的内在要求^[23]。综上,本文提出假设 2。

假设 2:信息消费通过扩大社会就业、优化就业结构等就业效应,促进经济的高质量发展。

信息消费能够通过产业效应促进城市经济高质量发展。现有研究表明,信息消费发展会驱动传统产业转型升级,对传统产业进行技术-经济范式的改造^[24],促进产业结构合理化和高级化水平^[15]。具体地,一方面,信息消费试点城市的建设会直接加快信息产业的发展,不断提高其在服务业中的比例,由于信息产业具有知识和技术密集的特征,故信息产业占比的提高促进了服务业结构优化^[24];另一方面,信息消费会促进信息资源的开放共享,加强信息技术的扩散与应用,会提高传统产业部门的要素配置效率和生产效率^[25],促进传统制造业转型。现阶段中国第二产业对经济高质量发展具有支撑作用^[26],第三产业占比增加显著促进了经济发展质量的提升^[27],产业结构转型升级是推动经济高质量发展的重点。综上,本文提出假设 3。

假设 3:信息消费通过促进产业结构升级等产业效应促进经济的高质量发展。

信息消费能够通过创新效应促进城市经济高质量发展。徐梦周等(2022)研究表明,信息消费会加速区域内的要素流动,拓宽消费者参与共同创新的渠道,进而提高创新效率^[12]。具体而言,信息消费可以从三个方面提高城市的技术创新能力。一是直接影响,《意见》强调,信息消费试点城市的基本原则包括引导企业服务于国内市场,加快核心技术和产品的研发,加强信息产品和信息服务的供给能力,即信息消费促进创新产出。二是促进创新要素的流动。一方面,信息化发展降低了创新系统中的信息搜索和加工成本,推动创新资源的流动,提高创新效率;另一方面,信息消费试点城市推动信息技术产业发展,吸引高技能人才集聚,进而提高城市技术创新能力。三是加快知识共享,信息消费发展会促进信息资源开放共享、电信基础设施共建共享等,降低研发投入成本,从而激发地区创新积极性。综上,信息消费通过提高研发投入、吸引创新人才集聚等,促进创新产出,提高区域创新能力。创新是经济高质量发展的第一动力^[28],创新能力的提高能够加快新产品和新技术的研发,促进经济高质量发展^[29]。综上,本文提出假设 4。

假设 4:信息消费通过促进研发投入、人才集聚和创新产出等创新效应促进经济的高质量发展。

三、研究设计

(一) 模型设定

中国于 2013 年底启动了国家信息消费试点示范市(县、区)创建工作,确定了 68 个城市为首批国家信息消费试点市,又于 2015 年 1 月确定了 36 个城市为第二批国家信息消费试点市。本文将国家信息消费试点城市建设工作视为一次准自然实验,将两批试点城市视为处理组,其他非试点城市作为对照组,利用双重差分模型评估信息消费城市建设对城市经济高质量发展的影响效应。在构建模型前,本文进行了如下预处理:(1)政策实施虚拟变量 dt 的定义。考虑到第一批试点城市的确定时间为 2013 年 12 月 31 日,2013 年基本不受影响,故选取 2014 年为基期;第二批试点城市确定时间为 2015 年 1 月,故第二批的基期设置为 2015 年。(2)对照组与处理组 du 的确定。考虑到试点名单中除了地级市外,还包括少量区县,由于本文的样本

为地级市层面,若将所隶属地级市删除,则相当于同时删除了试点县与同地级市的非试点县,即同时删除了部分处理组和对照组,会对估计结果造成无法判断的偏差。基于此,本文将试点县区所隶属的地级市看作是处理组,这在一定程度上低估了信息消费试点政策的经济质量净效应。

综上所述,本文采用多期双重差分模型评估国家信息消费试点政策对城市经济发展质量的影响,模型设定如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta did_{it} + \delta Z_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中, y_{it} 为城市 i 时期 t 的经济高质量发展水平, did_{it} 为核心解释变量, $did_{it} = du_i \times dt_t$, 当城市 i 为国家信息消费试点城市时, du_i 记为 1, 反之记为 0; 当时间大于等于基期时, dt_t 记为 1, 反之记为 0; Z_{it} 为控制变量; λ_i 为城市固定效应; θ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为误差项; 系数 β 为估计的国家信息消费试点政策的经济质量效应, 若系数 β 正显著, 表明试点政策显著促进了城市的经济高质量发展。

此外, 为评估信息消费试点政策对经济高质量发展的长期影响, 本文参考事件研究法^[30], 以事前第一期作为基准组进行估计, 设定如下模型:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=-4}^4 \beta_k d_{it}^k + \delta Z_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中, d_{it}^k 为一系列虚拟变量, 表示是否建设国家信息消费城市; 上标 k 为各年份 t 与试点年份的差, 若城市 i 成为试点城市的年份为 y , 则 $k=t-y$, 当 $k=-5, -4, -3, -2, 0, 1, 2, 3, 4, 5$ 时, 对应的 d_{it}^k 记为 1, 否则记为 0。通过观测系数 β_k 的统计和经济显著性, 检验信息消费试点政策是否具有长期效应。

(二) 变量定义与数据来源

本文选用中国 2010—2019 年地级市面板数据。国家信息消费试点城市名单来源于工业和信息化部网站, 灯光原始数据来源于国家青藏高原科学数据中心 (<http://data.tpdc.ac.cn>), 其他城市层面数据来源于《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。

1. 经济高质量发展

党的二十大报告指出, 高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。而贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念是实现高质量发展的行动指南。新时代的经济高质量发展, 是能够更好满足人民日益增长的美好生活需要的发展, 是以创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念为核心内容的发展。其中, 创新是发展的第一动力, 协调是经济高质量发展的形态, 绿色发展理念是发展的内在要求, 开放是经济高质量发展的内外联动机制, 共享发展是经济高质量发展的根本目的^[28]。基于此, 本文立足于新发展理念, 并参考相关研究^[31-33], 选择创新、协调、绿色、开放和共享 5 个一级指标、17 个二级指标构建地级市经济高质量发展指标体系, 并采用熵值法进行综合评价, 计算得到城市经济高质量发展综合指数, 具体指标如表 1 所示。另外基于稳健性考虑, 本文还分别选用劳动生产率和全要素生产率作为替代变量衡量经济高质量发展水平。

表 1 城市经济高质量发展综合指标

一级指标	二级指标	计算方式	指标属性
创新	创新投入	科学支出/地方财政一般预算内支出	+
	创新产出	每万人专利授权数	+
	人力资本	每万人在校大学生数	+

表1(续)

一级指标	二级指标	计算方式	指标属性
协调	金融结构	存贷款余额/GDP	+
	产业结构	第三产业增加值/第二产业增加值	+
	消费结构	社会消费品零售总额/GDP	+
	城乡结构	城镇人口/总人口	+
绿色	单位产出废水排放量	工业废水排放量/GDP	-
	工业烟尘排放量	工业烟尘排放量/GDP	-
	工业二氧化硫排放量	工业二氧化硫排放量/GDP	-
	城市绿化	建成区绿化覆盖率	+
开放	外资开放度	实际使用外资金额/GDP	+
	外资企业	外商投资企业数/总企业数	+
共享	医疗水平	每万人医疗卫生机构数	+
	教育水平	教育支出/地方财政一般预算内支出	+
	消费水平	人均社会消费品零售总额	+
	收入水平	在岗职工平均工资	+

2. 控制变量

为控制其他因素的干扰,本文选取了以下控制变量:产业结构(*ind*),用第三产业增加值与第二产业增加值的比例表示,比值越大,产业结构越高级,经济发展质量越高;人口密度(*pop*),用城市年末总人口数与行政区域土地面积的比值来表示;政府干预程度(*gov*),以地方财政一般预算内支出与地区生产总值的比值来表示;消费总支出(*lncons*),选用社会消费品零售总额的对数衡量,信息消费是消费的一部分,控制消费支出能够消除消费对经济高质量发展的影响;互联网普及率(*lnint*),用各地级市互联网用户数的对数衡量;金融发展水平(*fin*),选用城市年末金融机构存贷款余额占地区生产总值的比例来衡量。各变量的描述性统计如表2所示。

表2 描述性统计

类别	变量名	变量定义	样本量	均值	标准差
经济高质量发展	<i>quality</i>	经济高质量发展综合指数	2 926	0.146	0.094
	<i>lnTFP</i>	全要素生产率	2 744	6.623	0.477
	<i>lnppgdp</i>	人均GDP对数	2 896	10.630	0.709
	<i>light</i>	夜间灯光平均亮度	2 926	0.073	7.905
解释变量	<i>did</i>	政策虚拟变量与时间虚拟变量的交互项	2 926	0.171	0.376
控制变量	<i>ind</i>	第三产业产值与第二产业产值的比值	2 896	0.971	0.549
	<i>lnpop</i>	人口密度的对数	2 908	1.089	1.004
	<i>gov</i>	地方财政一般预算内支出占GDP的比值	2 896	0.207	0.145
	<i>lncons</i>	社会消费品零售总额的对数	2 901	15.470	1.099
	<i>lnint</i>	互联网用户数的对数	2 892	13.260	0.986
	<i>fin</i>	年末金融机构存贷款余额占GDP的比值	2 894	3.360	1.881

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

模型(1)基准回归结果如表3所示。结果显示,变量 *did* 的系数均在 1% 的统计水平上显著为正,表明信息消费城市建设显著促进了试点城市的经济高质量发展,假设 1 得到验证。信息消费的本质在于信息化,信息消费的发展会加速信息化与工业化的深度融合,促进与信息相关产业的发展,催生新型产品和新型服务,从而起到促进消费升级、优化产业结构、新增就业岗位等作用,实现经济高质量发展。

表 3 基准回归结果

变量	<i>quality</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>did</i>	0.058 4 *** (16.004 2)	0.014 8 *** (3.610 7)	0.013 1 *** (3.284 2)
<i>ind</i>			0.010 6 ** (2.325 0)
<i>lnpop</i>			0.076 7 * (1.945 4)
<i>gov</i>			-0.036 8 *** (-2.809 0)
<i>lncons</i>			0.009 3 * (1.838 8)
<i>lnint</i>			-0.004 0 (-1.388 7)
<i>fin</i>			0.000 6 (0.687 8)
常数项	0.135 4 *** (30.449 5)	0.108 8 *** (69.072 4)	-0.066 3 (-0.692 2)
城市固定效应	未控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.139 3	0.571 1	0.587 5
观测数	2 926	2 926	2 881

注:列(1)为未考虑任何控制变量和固定效应的估计结果,列(2)是加入了年份和城市固定效应的估计结果,列(3)加入了控制变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的显著性水平上显著,括号中的值为 *t* 值,标准误为聚类到城市层面的稳健标准误,后表同。

显著,且系数大小与零无显著性差异,说明在试点政策前试点城市和非试点城市经济发展趋势基本一致,即满足平行趋势检验。

(二) 长期影响

为了分析信息消费试点政策对区域经济高质量发展影响的时效性,本文根据模型(2)进行估计。为了更好地展示估计系数随时间变化的动态效应,以图形的方式展示估计结果(置信区间为 90%),如图 1 所示。可以看出,信息消费试点的政策效果整体呈上升趋势,具体地,政策当年估计系数为正但不显著,从政策实施第一期开始,国家信息消费试点政策就显著带动了试点城市的经济高质量发展,且该影响一直持续到了样本范围内的最后一期,说明国家信息消费试点政策能够长期稳定地促进试点城市的经济高质量发展。总体来看,随着信息消费试点城市设立年限的增加,其对试点城市经济高质量发展的带动效应也随之增强,这可能是随着信息消费试点的设立,城市的相应设施,如市场化程度、基础设施等也会随之改善,更有利于发挥信息消费对经济发展的促进作用。以上结论表明,国家信息消费试点政策能够显著促进试点城市的经济高质量发展,且促进作用是长期有效的。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分模型有效估计的前提是要满足平行趋势假设,即在国家信息消费试点政策前,试点城市和非试点城市经济发展的趋势应该是一致的。本文利用模型(2)进行检验。根据图 1 可以看出,在试点政策前,虚拟变量 d_{it}^k 的系数均不

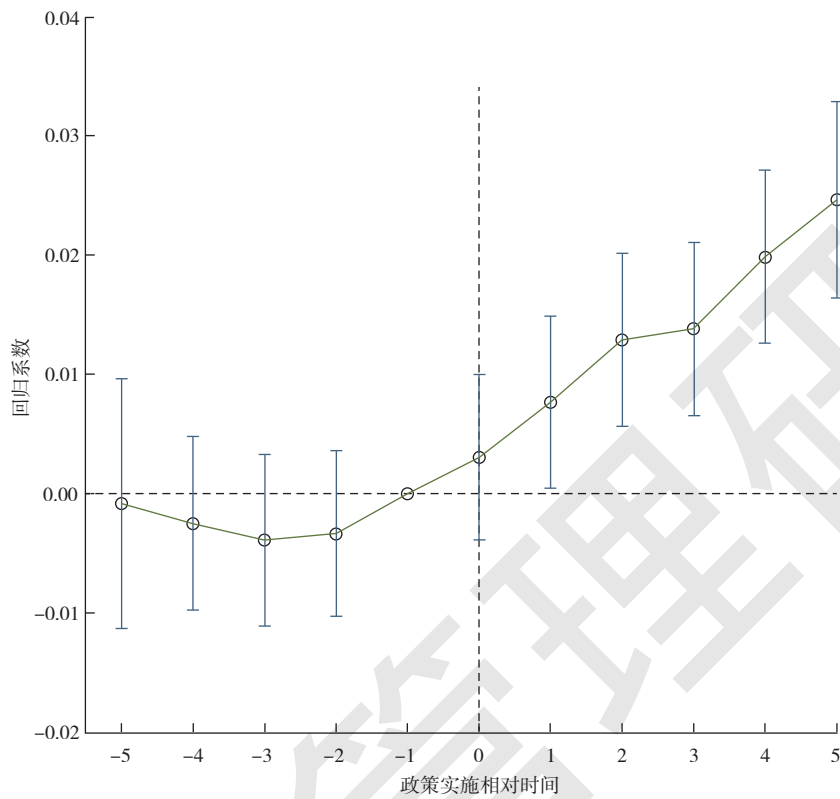


图1 动态效应

2. 安慰剂检验

双重差分法识别还需满足安慰剂检验,即检验识别的效应不是由其他因素带来的,如其他不可观测的随着时间变化而变化的城市特征。具体地,本文利用拔靴(bootstrap)方法,在样本中随机选取对照组与处理组 1 000 次,并用模型(1)重新进行回归,保留每次回归的系数,核密度分布如图 2 所示。其中,回归系数呈现正态分布,且集中分布于 0 处,虚线为基准回归中 *did* 的估计系数,远大于绝大多数随机抽样得到的估计系数,具体地,大于基本回归系数 0.013 1 的估计结果只有 2 个,仅占总抽样结果的 0.2%,是小概率事件,表明基准回归结果不是偶然得到的,故安慰剂检验通过,即本文的结论不太可能会受到了随机性因素或其他外生冲击的干扰。

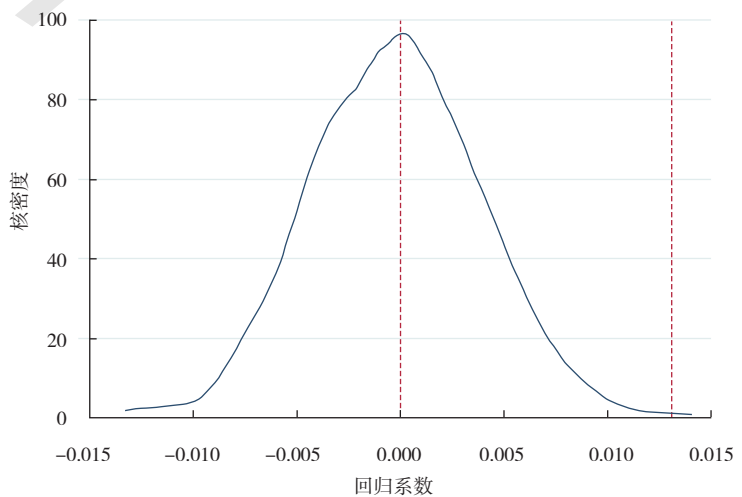


图2 安慰剂检验

3. 异质性处理效应检验

在多期 DID 模型中,平均处理效应是各群组在各时期处理效应的加权结果,各群组和时间维度上的异

质性可能会造成估计结果的负权重和偏误等问题,当负权重占比较大时,多期 DID 模型的估计结果可能并不稳健^[34]。本文对多期 DID 模型中可能存在的异质性处理效应进行稳健性检验,若检验结果中负权重越接近 0,则表明 DID 模型估计结果越稳健;若异质性处理效应下的标准差越接近 0,则表明 DID 模型估计结果越不稳健^[35]。检验结果显示,496 个权重中,仅有 1 个负权重,其他 495 个权重均为正,且异质性处理下的标准差为 4.32,这验证了本文估计结果的稳健性,即异质性处理效应对本文的估计结果无实质性影响。

4. 替换被解释变量

本文通过替换被解释变量进行稳健性分析。首先,前文采用熵值法计算了经济高质量发展综合指数,为避免计算方法对估计结果的影响,参考何冬梅和刘鹏(2020)^[36]的做法,采用主成分分析法重新计算经济高质量发展水平(*quality1*),并用模型(1)进行估计。表 4 结果显示,变量 *did* 的系数在 1%的统计水平上显著为正,表明信息消费城市建设显著促进了试点城市的经济高质量发展,估计结果不受经济高质量发展综合指标计算方法的影响,验证了本文结论的稳健性。其次,本文参考陈诗一和陈登科(2018)^[37]的做法,选用劳动生产率衡量经济高质量发展水平,劳动生产率用人均 GDP(*lnppgdp*)衡量。结果显示,变量 *did* 的系数均在 1%的统计水平上显著为正,再次验证了本文结论的稳健性。考虑到地方政府或许存在夸大 GDP 统计数据的可能性^[38],且与灯光数据相比,GDP 的测算仅包括市场经济的商品和服务,而忽略了非市场提供的商品和服务的价值量^[39],卫星灯光总亮度更能够全面地反映地区的经济发展,所以本文认为灯光平均亮度相对于人均 GDP 是更好的劳动生产率替代变量。基于此,选用国家青藏高原科学数据中心公布的中国长时间序列逐年人造夜间灯光数据集,将栅格数据转换为各地级市面板数据并匹配到样本中,用该数据中的平均亮度(*light*)作为被解释变量,重新用模型(1)进行估计。结果显示,变量 *did* 的系数在 1%的统计水平上显著为正,表明信息消费城市建设显著提高了试点城市的平均灯光亮度,促进了试点城市的经济高质量发展。最后,本文参考刘思明等(2019)^[40]的做法,使用全要素生产率测度地区经济效率,选用最为常见的索洛余值法进行估算^[41]。其中,总产出用地区实际 GDP 衡量,劳动投入为地区年末单位从业人员数、城镇私营和个体从业人员数之和;资本投入为地区的固定资本投资存量,通过永续盘存法进行估算,折旧率为 9.6%,基期为 2006 年,将计算得到的全要素生产率(*lnTFP*)作为被解释变量。估计结果显示,变量 *did* 的系数在 1%的统计水平上显著为正,表明信息消费试点政策显著提高了试点城市的经济效率。以上结论均表明本文结论的稳健性。

表 4 稳健性检验:替换被解释变量

变量	<i>quality1</i>	<i>lnppgdp</i>	<i>light</i>	<i>lnTFP</i>
<i>did</i>	0.081 5 ***	0.021 4 **	0.383 4 ***	0.024 8 ***
	(3.603 3)	(2.511 2)	(6.307 7)	(3.442 1)
<i>ind</i>	0.374 4 ***	-0.161 3 ***	-0.132 1	-0.112 9 ***
	(10.290 5)	(-14.192 3)	(-1.631 2)	(-10.887 9)
<i>lnpop</i>	1.233 3 ***	0.105 5 **	0.590 8	0.459 0 ***
	(7.783 4)	(1.980 1)	(1.556 7)	(9.785 7)
<i>gov</i>	-0.084 9	-0.347 9 ***	-0.390 2	-0.550 7 ***
	(-0.541 4)	(-9.194 8)	(-1.447 1)	(-11.607 0)

表4(续)

变量	quality1	lnppgdp	light	lnTFP
lncons	0.153 0*** (4.181 8)	0.088 7*** (9.912 8)	0.010 4 (0.163 6)	0.030 4*** (3.972 2)
lnint	-0.101 8*** (-4.766 5)	0.057 1*** (7.750 1)	-0.220 3*** (-4.196 4)	0.004 0 (0.625 0)
fin	-0.002 0 (-0.167 6)	-0.031 1*** (-12.091 0)	0.004 2 (0.228 5)	-0.020 0*** (-8.625 2)
常数项	-3.140 0*** (-4.965 8)	8.308 3*** (48.548 1)	8.206 8*** (6.730 8)	5.751 7*** (38.511 8)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.708 8	0.812 5	0.385 4	0.261 6
观测数	2 544	2 881	2 881	2 737

5. 基于倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)的估计结果

考虑到国家信息消费试点城市设定可能存在的非随机问题,本文的估计结果可能存在自选择偏差问题。为更精准地评估国家信息消费试点政策对试点城市经济发展的影响,本文采用倾向得分匹配法,为试点城市匹配到特定的非试点城市样本,使得准自然实验近似随机实验,重新用 DID 模型进行评估。本文选用了最为常见的半径匹配、核匹配和近邻匹配法三种方法进行匹配,经过匹配后,样本通过了共同支撑假定检验,即处理组和对照组的样本具有平衡性。本文删除不满足共同支撑观测值,重新进行 DID 估计,估计结果如表 5 所示。结果显示,变量 *did* 的系数相对于基准回归结果略微下降,但至少在 5% 的统计水平上显著为正,这表明在缓解自选择偏差后,本文的研究结论依然成立,这验证了本文结论的稳健性。

6. 其他相关政策的影响

前文研究表明国家信息消费试点城市的设立有利于区域经济高质量发展,但是考虑到国家信息消费试点城市可能同时也是其他政策的试点城市,那么本文得到的估计结果可能会受到这些政策的影响。基于此,通过对相关政策的梳理,本文主要考虑“国家智慧城市试点”和“宽带中国战略”两项政策对本文估计结果的干扰,这是因为信息基础设施是带动信息消费的重要基础,且信息技术对经济发展具有拉动作用^[42-43]。为排除这两项政策对估计结果的干扰,本文在基准模型中分别加入两项试点政策的双重差分估计量,重新估计国家信息消费政策的经济效应,估计结果如表 6 列(1)、列(2)所示,变量 *did* 的系数仍然显著为正,表明分别考虑两项政策的干扰后,信息消费试点政策仍然能够拉动经济高质量发展;最后,本文还同时控制了

表 5 基于 PSM-DID 的估计结果

变量	quality		
	半径匹配	核匹配	近邻匹配
did	0.007 3*** (3.002 0)	0.011 4*** (2.896 1)	0.008 5** (1.968 9)

表 6 排除其他相关政策干扰的估计结果

变量	quality		
	(1)	(2)	(3)
did	0.013 2*** (3.297 9)	0.011 5*** (2.667 5)	0.011 6*** (2.676 9)

表5(续)

变量	quality		
	半径匹配	核匹配	近邻匹配
ind	0.024 5*** (6.166 7)	0.012 7*** (2.643 4)	0.022 4*** (3.596 3)
lnpop	0.072 3*** (4.775 8)	0.078 2** (1.971 8)	0.073 9* (1.773 9)
gov	-0.126 8*** (-4.487 0)	-0.047 0*** (-2.609 3)	-0.083 4*** (-3.012 1)
lncons	0.037 0*** (5.891 4)	0.009 7* (1.673 5)	0.008 5 (1.142 7)
lnint	-0.004 8** (-2.057 7)	-0.004 3 (-1.466 6)	-0.003 2 (-0.921 6)
fin	0.001 2 (0.920 4)	-0.000 1 (-0.027 7)	-0.000 7 (-0.278 2)
常数项	-0.470 1*** (-4.684 1)	-0.071 7 (-0.680 3)	-0.062 2 (-0.477 3)
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.542 1	0.592 4	0.597 5
观测数	2 139	2 812	2 144

注:半径匹配的匹配半径为0.01;近邻匹配采用1:5的匹配方法。

7. 其他稳健性检验方法

除了以上方法,本文还从三个方面进行了稳健性检验。第一,删除试点区县所在的地级市。前文研究设计表明,将试点县区所隶属的地级市看作是处理组,可能在一定程度上低估信息消费试点政策的经济发展质量净效应,为进一步证明估计结果的稳健性,本文参考石大千等(2018)^[44]的做法,直接删除试点区县所在的地级市样本,估计结果如表7列(1)所示,变量 *did* 的系数仍然显著为正,且系数略大于基准回归系数,这验证了前文的猜想。第二,固定效应的更换。表7列(2)控制了省份固定效应和时间固定效应,列(3)在基准回归的基础上,进一步控制了省份与时间交互固定效应,以控制省级层面随时间变化的遗漏变量,估计结果显示 *did* 的系数均显著为正。第三,考虑示范城市的异质性影响。前文政策背景表明,2016年在试点城市中遴选出26个信息消费示范城市,为剔除示范城市设立带来的影响,本文首先将示范城市作为一个单独的试点政策,在基准回归中加入示范城市的双重差分项 *ddd*,估计结果如表7列(4)所示,变量 *did* 和 *ddd* 的系数均显著为正,表明在控制示范城市的影响后,信息消费试点城市依然能够促进城市的高质量发展,其中, *ddd* 的估计系数要高于 *did*,这表明具有示范和试点“双重身份”的城市,其对经济高质量发展的带动效应更好。其次,考虑到示范城市是在试点城市中遴选出来,将示范城市看作是主要的试点城市,构建三重差分模型进行估计,结果如表7列(5)所示,示

表6(续)

变量	quality		
	(1)	(2)	(3)
智慧城市 <i>did</i>	0.005 8 (1.532 0)		0.005 6 (1.451 1)
宽带中国 <i>did</i>		0.005 1 (1.199 0)	0.004 9 (1.153 1)
ind	0.010 8** (2.364 8)	0.010 5** (2.311 1)	0.010 7** (2.349 5)
lnpop	0.077 2* (1.958 9)	0.076 1* (1.922 4)	0.076 6* (1.936 2)
gov	-0.036 8*** (-2.850 0)	-0.034 3*** (-2.716 7)	-0.034 4*** (-2.759 9)
lncons	0.009 2* (1.833 8)	0.009 3* (1.820 9)	0.009 2* (1.816 5)
lnint	-0.004 1 (-1.448 0)	-0.004 0 (-1.405 7)	-0.004 2 (-1.463 3)
fin	0.000 7 (0.733 4)	0.000 6 (0.649 0)	0.000 6 (0.694 7)
常数项	-0.064 2 (-0.671 8)	-0.064 5 (-0.671 3)	-0.062 6 (-0.652 3)
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.588 1	0.588 3	0.588 9
观测数	2 881	2 881	2 881

注:列(1)、列(2)是分别考虑智慧城市、宽带中国试点政策后的估计结果;列(3)是同时控制了以上两项政策干扰后的估计结果。

范城市虚拟变量与变量 *did* 交互项的系数显著为正,表明示范城市相对于其他试点城市,对经济高质量发展的促进效应更大。另外,变量 *did* 的系数仍然显著为正,故基本结论依然稳健。最后,本文直接删除示范城市样本,这可能会造成在一定程度低估试点政策的净效应,表7列(6)估计结果表明,在剔除示范城市后,变量 *did* 的系数仍然为正,且在10%的水平上通过了显著性检验,本文的结论依然稳健。

表7 其他稳健性检验的估计结果

变量	quality					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did</i>	0.012 7 *** (2.991 3)	0.015 8 *** (3.818 1)	0.011 9 *** (3.343 8)	0.008 5 ** (2.422 3)	0.007 0 * (1.805 9)	0.007 0 * (1.794 3)
<i>ddd</i>				0.026 7 *** (2.909 7)		
<i>did×dd</i>					0.022 4 *** (2.637 1)	
<i>ind</i>	0.009 8 ** (2.107 7)	0.013 5 *** (2.848 9)	0.025 2 *** (4.311 2)	0.009 8 ** (2.209 8)	0.009 8 ** (2.192 8)	0.007 1 (1.596 6)
<i>lnpop</i>	0.078 7 * (1.937 9)	0.035 0 *** (4.541 0)	0.043 3 (0.964 7)	0.066 5 (1.640 3)	0.070 8 * (1.761 3)	0.100 1 *** (2.814 1)
<i>gov</i>	-0.036 3 *** (-2.810 6)	-0.047 9 *** (-2.937 3)	-0.042 3 * (-1.772 2)	-0.035 9 *** (-2.888 4)	-0.036 0 *** (-2.801 1)	-0.032 2 *** (-2.898 8)
<i>lncons</i>	0.009 1 * (1.827 6)	0.017 5 ** (2.209 1)	0.003 1 (1.338 9)	0.008 8 * (1.811 8)	0.009 0 * (1.832 7)	0.008 3 * (1.843 6)
<i>lnint</i>	-0.003 2 (-1.083 4)	0.000 5 (0.162 9)	-0.003 8 (-1.172 7)	-0.003 0 (-1.087 8)	-0.003 3 (-1.225 1)	-0.002 7 (-0.912 2)
<i>fin</i>	0.000 7 (0.847 3)	0.002 3 ** (2.139 4)	0.003 8 *** (3.506 9)	0.000 6 (0.656 7)	0.000 6 (0.626 0)	0.000 9 (1.029 1)
常数项	-0.073 9 (-0.773 0)	-0.016 1 (-0.128 6)	0.009 0 (0.129 6)	-0.060 0 (-0.640 0)	-0.063 1 (-0.668 0)	-0.094 6 (-1.093 3)
城市固定效应	控制	未控制	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
<i>R</i> ²	0.141 6	0.626 7	0.201 1	0.165 6	0.162 4	0.065 1
观测数	2 752	2 881	2 881	2 881	2 881	2 632

注:列(1)为直接删除试点区县所在的地级市样本的估计结果;列(2)控制了省份固定效应和时间固定效应;列(3)在基准回归的基础上,进一步控制了省份与时间交互固定效应;列(4)是在基准回归中加入示范城市的双重差分项 *ddd* 的估计结果;列(5)是将示范城市看作主要的试点城市,构建三重差分模型进行估计的结果;列(6)是直接删除示范城市样本后的估计结果。

五、拓展分析

(一) 机制分析

基准回归结果表明,国家信息消费试点城市的建设显著促进了试点城市的经济高质量发展。本部分结合前文理论分析,进一步分析信息消费试点政策对城市经济高质量发展产生影响的内在机制。

1. 就业效应

结合前文理论分析,可以从充分就业和高质量就业两个层面考察信息消费推动高质量发展的就业效应。具体地,本文选用就业规模来衡量充分就业水平,用年末单位从业人员的对数来表示^[45];选用产业层面和行业层面的就业结构衡量就业质量,产业层面的就业结构用第三产业从业人员占第二产业从业人员的比例衡量,该比值越大,就业结构越高级^[46];行业层面的就业结构用高技术行业从业人员之和占就业人员的比例衡量^[47],高技术行业包括高端制造业和高端服务业,由于城市层面高端制造业行业的产业人员数据不可得,本文用高端服务业就业人员占比替代高技术行业占比,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”和“科研、技术服务和地质勘查业”4个行业。表8结果显示,变量 *did* 的系数均显著为正,表明信息消费试点政策不但扩大了社会就业规模,还优化了就业结构,带动了服务业就业和高技术行业就业。一方面,信息消费试点政策在需求侧提高了新型产品和新型服务的需求,从而促进了供给侧的变革,直接和间接地催生了大量新的就业岗位和就业机会,扩大了就业规模,促进了充分就业;另一方面,产业层面就业结构的优化意味着第三产业劳动力增长速度要高于第二产业,第三产业劳动力要素投入占比会不断提高,有利于推进经济结构变革,实现经济高质量发展。行业层面就业结构的优化意味着就业结构在技能上发生转变,高技能和高素质劳动力占比不断增加,加速了人力资本的积累,促进了经济的高质量发展,故假设2得到验证,国家信息消费试点政策通过就业效应促进经济高质量发展。

2. 产业效应

前文理论分析表明,信息消费的增加可能会优化产业结构,进而促进经济高质量发展。本文分别选取产业结构高级化、服务业结构高级化和制造业结构转型作为被解释变量,运用模型(1)对产业效应进行验证。其中,产业结构高级化选用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量^[48];基于数据的可得性,选用劳动生产率衡量制造业转型升级,即工业总产值与从业人数的比值^[49];选取生产性服务业从业人员占服务业从业人员的比重衡量服务业结构^①。表8产业效应结果显示,制造业和服务业结构升级的变量 *did* 系数均显著为正,表明信息消费试点政策促进了制造业结构升级和服务业结构升级,产业结构升级的变量 *did* 系数为负但不显著,表明信息消费试点政策对产业结构升级无显著性作用。产业内的结构性矛盾是阻碍经济高质量发展的重要原因之一^[50],制造业结构升级和服务业结构升级显然促进了经济的高质量发展。具体地,一方面,生产性服务业具有较高的技术进步水平,对资本和劳动有较强的集聚能力,随着服务业结构的不断升级,生产性服务业较高的技术进步水平以及对资本和劳动较强的集聚能力,可以提升总体生产率,进而促进经济高质量发展^[51];另一方面,制造业结构升级是制造业从低水平向高水平演进的过程,会不断提高行业内的资源利用率和投入产出率等,是新旧动能转换的具体表现^[52]。因此,国家信息消费试点政策通过促进制造业结构升级和服务业结构升级,进而推动了经济高质量发展。

表8 机制分析的估计结果:就业效应和产业效应

变量	就业效应			产业效应		
	就业规模	产业层面 就业结构	行业层面 就业结构	制造业 结构升级	服务业 结构升级	产业 结构升级
<i>did</i>	0.081 4 *** (3.820 6)	0.054 2 *** (3.067 6)	0.007 1 *** (5.956 9)	0.006 6 *** (3.127 4)	0.010 8 ** (2.251 6)	-0.012 7 (-0.524 1)

①根据国家统计局生产性服务业分类(2015),生产性服务业包括研发设计与其他技术服务、货物运输、仓储及邮政快递服务,信息服务和金融服务等。

表8(续)

变量	就业效应			产业效应		
	就业规模	产业层面 就业结构	行业层面 就业结构	制造业 结构升级	服务业 结构升级	产业 结构升级
<i>ind</i>	0.056 1 *	0.132 5 ***	0.003 2 *			
	(1.895 6)	(5.408 2)	(1.906 1)			
<i>lnpop</i>	0.715 8 ***	-0.408 8 ***	0.000 7	0.010 6	-0.070 4 **	-0.203 9
	(5.364 9)	(-3.698 2)	(0.092 3)	(0.806 6)	(-2.352 6)	(-1.143 9)
<i>gov</i>	0.012 6	0.185 1 **	-0.006 9	-0.042 5 ***	-0.044 8 **	0.303 6 **
	(0.131 3)	(2.323 1)	(-1.278 8)	(-4.503 7)	(-2.081 6)	(2.312 5)
<i>lncons</i>	0.001 6	-0.001 1	-0.001 2	-0.000 9	0.009 2 *	0.014 9
	(0.070 0)	(-0.059 9)	(-0.911 3)	(-0.423 5)	(1.810 0)	(0.958 5)
<i>lnint</i>	-0.090 9 ***	-0.038 7 **	-0.003 1 ***	-0.001 7	-0.001 0	-0.000 6
	(-4.883 9)	(-2.512 0)	(-3.000 3)	(-0.926 2)	(-0.243 9)	(-0.019 3)
<i>fin</i>	0.005 3	-0.007 5	0.000 3	0.000 8	-0.008 2 ***	0.035 1 ***
	(0.799 3)	(-1.362 3)	(0.915 4)	(1.255 4)	(-5.564 8)	(3.151 0)
<i>lnppgdp</i>	0.184 3 ***	-0.406 0 ***	-0.014 3 ***	0.006 8	0.146 2 ***	-0.487 2 ***
	(3.608 4)	(-9.594 7)	(-4.999 5)	(1.419 3)	(13.283 4)	(-5.783 1)
<i>lnwage</i>	-0.164 8 ***	0.300 9 ***	0.009 3 ***	-0.007 7	0.002 3	0.188 2 *
	(-2.617 3)	(5.770 1)	(2.644 1)	(-1.245 9)	(0.163 6)	(1.892 1)
常数项	0.529 8	6.758 5 ***	0.180 9 ***	0.252 1 ***	-1.296 9 ***	3.662 5 ***
	(0.686 8)	(10.574 0)	(4.191 3)	(3.353 5)	(-7.560 1)	(3.775 6)
城市固定效应	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
<i>R</i> ²	0.006 8	0.235 5	0.270 1	0.068 9	0.657 7	0.649 0
观测数	2 879	2 879	2 869	2 874	2 879	2 880

注:由于更换了被解释变量,本文对控制变量进行了修改。具体地,在模型中加入了人均GDP的对数(*lnppgdp*)和职工平均工资水平的对数(*lnwage*)作为控制变量,以控制地区的经济发展水平和工资水平。考虑到产业效应机制分析中,被解释变量为产业结构,故在此回归的控制变量中删除产业结构(*ind*)。

3. 创新效应

信息消费的增加可能会提高城市的技术创新能力,进而促进经济高质量发展。为全面衡量城市的创新能力,本文从创新投入、创新人才和创新产出三个维度进行测度。其中,城市创新投入用科学支出占地方财政一般预算内支出的比例来衡量^[33],创新产出能力用每万人专利授权数来衡量^[53],基于数据的可获得性,选取每万人在校大学生数近似替代创新人才变量^[33]。运用模型(1)进行估计,结果如表9所示,变量*did*的系数均显著为正,表明国家信息消费试点政策显著提高了城市的技术创新能力,进而促进了经济的高质量发展,故假设4得到验证,国家信息消费试点政策通过创新效应促进经济高质量发展。

表 9 机制分析的估计结果:创新效应

变量	创新能力		
	创新投入	创新产出	创新人才
<i>did</i>	0.001 5 *** (3.210 6)	0.038 2 *** (3.539 8)	0.136 2 *** (4.323 4)
<i>ind</i>	-0.001 3 ** (-2.037 4)	0.004 7 (0.373 2)	0.095 4 ** (2.113 7)
<i>lnpop</i>	0.019 9 *** (6.841 1)	0.252 7 *** (2.655 8)	-0.734 0 *** (-3.429 5)
<i>gov</i>	-0.002 4 (-1.157 1)	-0.015 5 (-0.925 2)	-0.147 1 (-1.038 1)
<i>lncons</i>	0.000 8 (1.590 8)	-0.006 7 (-1.147 0)	-0.188 4 *** (-3.607 3)
<i>lnint</i>	-0.000 1 (-0.343 3)	-0.028 6 *** (-3.814 7)	-0.137 1 *** (-4.923 6)
<i>fin</i>	-0.000 1 (-0.615 8)	0.000 9 (0.669 2)	0.029 7 *** (3.044 7)
<i>lnppgdp</i>	0.009 5 *** (8.509 0)	0.052 8 *** (2.851 2)	0.667 5 *** (8.534 9)
<i>lnwage</i>	0.002 1 (1.537 1)	-0.035 8 * (-1.885 0)	-0.092 7 (-0.982 9)
常数项	-0.135 4 *** (-8.052 5)	0.059 7 (0.253 5)	1.039 3 (0.841 2)
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.030 1	0.335 8	0.023 9
观测数	2 881	2 878	2 800

(二) 信息消费环境的影响

信息消费试点城市的建设离不开良好的信息消费环境,不同的环境可能会影响信息消费政策对经济高质量发展的影响。基于此,本文遵循《意见》提出的三项基本原则^①,考察城市的市场环境、创新能力和基础设施等条件对试点政策促进城市经济高质量发展的影响。具体地,本文在基准模型中加入条件变量、条件变量与变量 *did* 的交互项,若交互项的系数显著为正,这表明该条件变量显著促进了试点政策对城市经济高质量发展的影响。

1. 市场化程度

改革开放以来,市场化改革显著促进了中国的经济发展。在经济高质量发展阶段,不同的市场化进程是否会影响信息消费对经济高质量发展的影响,本文对其进行了考察。基于数据的可获得性,本文选取省级市场化指数衡量城市市场化程度(*sch*),并与变量 *did* 交互加入基准模型,表 10 列(1)估计结果显示交互项的系数显著为正,表明市场化加强了信息消费试点政策对经济高质量发展的促进作用。这可能是因为信息消费试点城市的建设有利于充分发挥市场的作用,打破行业进入壁垒,从而实现信息资源的开放共享,促进企业公平竞争,增强信息消费发展的内生动力。

2. 技术创新能力

前文机制分析表明,信息消费试点城市的建设有助于提高城市创新能力,进而推动城市经济高质量发展。那么良好的创新环境是否能够更好地发挥信息消费试点政策的经济带动效应,本文做进一步的检验。具体地,与机制分析一致,选取城市每百万人申请专利数(*rd*)作为技术创新的替代变量,并与变量 *did* 交互加入基准模型,表 10 列(2)估计结果显示交互项的系数显著为正,表明技术创新能力有利于信息消费试点政策对经济高质量发展的促进作用。这可能是因为较高的技术创新能力会加强信息消费试点城市信息技术和信息产品的研发,提高信息产品和服务的供给水平,充分释放消费发展的内生动力,进而加速经济高质量发展。

3. 基础设施

信息消费离不开完善的政策环境,特别是宽带基础设施的建设。本文进一步考察基础设施是否会影响信息消费对经济高质量发展的影响。本文选取每百万人国际互联网用户(*lnint*)替代信息基础设施,并与变量 *did* 交互加入基准模型,表 10 列(3)估计结果显示交互项的系数显著为正,表明基础设施加强了信息消费试点政策对经济高质量发展的促进作用。

①《意见》中提出的三项基本原则为:市场导向、改革发展;需求牵引、创新发展;完善环境、有序发展。

(三) 异质性分析

1. 城市规模异质性

由于不同规模的城市具有不同的信息消费水平,经济发展水平也存在一定的差距,因此,信息消费试点政策对经济高质量发展的影响在不同城市规模可能存在差距。基于此,本文依据2014年《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》中的最新标准划分,设置超特大城市虚拟变量 $dsize$,当城市人口规模大于500万时, $dsize$ 记为1,否则记为0,在基准模型中加入 $dsize$ 与变量 did 的交互项,考察信息消费试点政策的经济效应是否因城市规模的不同而具有差异。估计结果如表11列(1)所示,交互项的系数显著为正,说明信息消费试点政策对大规模城市高质量发展的促进作用更强。

表 10 信息消费环境的影响

变量	quality		
	(1)	(2)	(3)
did	0.009 7*** (4.544 0)	0.008 1*** (3.761 5)	-0.204 7*** (-7.974 9)
$did \times sch$	0.010 3*** (5.707 4)		
sch	0.023 9*** (9.538 0)		
$did \times rd$		0.009 4*** (5.737 9)	
rd		0.009 2*** (8.492 9)	
$did \times lnint$			0.015 6*** (8.514 8)
ind	0.013 9*** (5.056 0)	0.012 9*** (4.687 3)	0.009 8*** (3.544 8)
$lnpop$	0.046 4*** (3.559 5)	0.047 6*** (3.640 8)	0.062 5*** (4.789 7)
gov	-0.047 3*** (-5.184 4)	-0.038 0*** (-4.176 4)	-0.035 3*** (-3.838 8)
$lncons$	0.007 6*** (3.527 9)	0.009 0*** (4.175 9)	0.009 1*** (4.169 0)
$lnint$	-0.001 7 (-0.951 5)	-0.003 0* (-1.660 1)	-0.003 0* (-1.686 0)
fin	0.001 4** (2.328 7)	0.000 7 (1.180 3)	0.000 7 (1.157 0)
常数项	-0.026 3 (-0.636 6)	-0.041 3 (-1.000 8)	-0.059 0 (-1.417 9)
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.564 2	0.562 5	0.552 5
观测数	2 881	2 877	2 881

注:列(1)是选取省级市场化指数衡量城市市场化程度(sch),并与变量 did 交互加入基准模型的估计结果;列(2)是选取城市每百万人申请专利数(rd)作为技术创新的替代变量,并与变量 did 交互加入基准模型的估计结果;列(3)是选取每百万人互联网用户($lnint$)替代信息基础设施,并与变量 did 交互加入基准模型的估计结果。

2. 城市区位异质性

从地理区位来看,信息消费试点政策是否因城市的区位不同而对经济发展具有不同的影响?本文设置东部虚拟变量 $east$,当城市在东部时,记为1,否则为0。在基准模型中加入 $east$ 与变量 did 的交互项,估计结果显示交互项的系数显著为正,这表明信息消费试点政策对东部城市的高质量发展影响更大。这可能是因为东部城市与中西部城市处于不同的经济发展阶段,东部地区的信息消费等高端服务业发展水平较高,且具有较好的信息消费环境,更有利于经济的高质量发展。

3. 城市行政级别异质性

本文还分析了信息消费试点政策对不同行政级别城市经济高质量发展的影响差异。具体地,本文设置虚拟变量 $type$,当城市为直辖市、省会城市和副省级城市时记为1,其他一般地级市记为0。在基准模型中加入 $type$ 与变量 did 的交互项,估计结果如表11列(3)所示,交互项的系数在1%的统计水平上显著为正,表明信息消费试点政策对行政级别高的城市的经济高质量发展影响更大。相较于一般地级市,直辖市、省会城市和副省级城市大多数是国家或区域经济发展战略的重点,具有较高的消费水平和经济基础,信息基础设施也较为完善,更有利于发挥信息消费的内生动力,吸引高技术人才集聚,推动产业结构优化和技术进步,促进城市经济高质量发展。

表 11 异质性分析的估计结果

变量	quality		
	(1)	(2)	(3)
did	0.006 6** (2.434 7)	0.010 6*** (4.218 8)	0.006 6*** (2.846 9)
did×dsize	0.013 6*** (3.872 3)		
did×east		0.006 9* (1.880 1)	
did×type			0.025 6*** (6.364 6)
ind	0.010 4*** (3.726 1)	0.010 5*** (3.741 3)	0.009 3*** (3.326 6)
lnpop	0.076 5*** (5.848 4)	0.072 9*** (5.488 3)	0.066 3*** (5.052 1)
gov	-0.036 5*** (-3.922 4)	-0.036 9*** (-3.962 9)	-0.034 9*** (-3.775 5)
lncons	0.009 2*** (4.179 8)	0.009 5*** (4.304 5)	0.009 1*** (4.161 4)
lnint	-0.003 7** (-2.049 1)	-0.003 6** (-1.967 8)	-0.002 6 (-1.452 5)
fin	0.000 7 (1.062 0)	0.000 6 (0.969 6)	0.000 4 (0.599 4)
常数项	-0.067 7 (-1.609 0)	-0.069 5* (-1.647 4)	-0.067 4 (-1.610 9)
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.542 6	0.540 5	0.547 1
观测数	2 881	2 881	2 881

注:列(1)是在基准模型中加入 *dsize* 与变量 *did* 交互项后的估计结果;列(2)是在基准模型中加入 *east* 与变量 *did* 交互项后的估计结果;列(3)是在基准模型中加入 *type* 与变量 *did* 交互项后的估计结果。

六、结论与政策建议

随着中国经济的不断发展,技术创新能力的不断提高,居民的消费观念和消费需求也随之改变,促进信息消费成为扩大内需战略的主要措施之一。中国经济已经转向高质量发展阶段,在新发展格局下,信息消费扩大内需战略可能会促进经济的高质量发展。基于此,本文从信息消费扩大内需出发,以国家信息消费城市试点政策作为一项准自然实验,选用中国 2010—2019 年地级市面板数据,探究信息消费对城市经济高质量发展的影响,研究结论与政策启示如下:

(1)扎实推进信息消费示范城市建设。信息消费城市试点政策对推动区域经济高质量发展发挥了积极作用,主要通过改善就业结构、促进产业结构升级和提高技术创新能力来实现,信息消费试点政策为高质量发展提供了有力的政策支撑。因此,应因地制宜有序推进信息消费示范项目落地落实,在人工智能和区块链等新技术领域遴选一批发展前景好、消费潜力大、带动作用强的示范项目进行推广,充分发挥消费示范项目在推动信息消费升级以及促进经济高质量发展方面的示范效应。由于信息消费试点政策对不同规模城市、不同地区城市 and 不同行政级别城市的经济高质量发展的促进作用存在差异,在实际推广中因地制宜和因地施

策尤为重要,分地区、分阶段落实信息消费示范项目,对不同城市的示范项目制定不同的措施和预期目标。如东部和中西部信息消费水平存在差距,东部地区通常具有良好的信息消费设施和充足的创新资源,应进一步鼓励新技术和新产品的研发,促进信息消费升级;对于西部地区,应加强信息基础设施建设,培育信息消费需求,推动信息消费持续增长。另外,深化东西部地区信息消费协作,构建信息消费帮扶的长效机制,助力中小城市和中西部地区提升消费水平和发展能力。

(2)提升创新创造信息产品的能力。现阶段,信息消费仍然存在着信息消费高质量供给不足、高端信息消费产品技术创新不强等问题。一方面,需要综合利用制度优势和税收政策提升供给端的信息消费产业的产品创新能力,引导企业加强信息技术和信息产品的研发,提高信息产品和信息服务的供给水平;另一方面,打造高维多层次的工业互联网平台体系,发展基于数字平台的融资、生产、服务、管理及共享于一体的平台经济,降低市场准入门槛,推动大、中型企业和小企业融通发展。优化有利于不同所有制企业共同发展和信息产品创新创造的营商环境,为高品质信息产品供给提供有力的政策和环境保障。此外,规范信息产品的行业标准,加大对恶性竞争的监管力度,同时,加强对高质量信息产品研发的知识产权保护力度。

(3)提振居民信息消费信心。居民杠杆率过高会严重压缩消费空间,释放居民消费潜力非常重要。一方面要拓宽居民特别是中低收入群体的增收渠道,构建和优化初次分配、再分配、三次分配协调配套的基础性制度安排,提高税收、社保、转移支付等财政组合拳的精准性和调节力;另一方面要优化居民信息消费环境,持续推动在信息消费领域“放管服”改革,举办信息消费体验活动,如“信息消费城市行”等,扩大信息消费影响力。另外,可以发放城市信息消费券,提高居民的信息消费倾向;加强监管力度,严厉打击违法违规行为,整顿和规范信息消费环境。继续推动信息基础服务提速提质,同时,降低信息消费的服务成本,扩大信息消费覆盖范围,提高中西部边远地区特别是农村地区的信息产品接入水平以及消费能力。建立健全信息消费信用评价机制,推动信息消费持续健康发展。

参考文献:

- [1] 习近平. 正确认识和把握中长期经济社会发展重大问题[J]. 求是, 2021(2): 4-10.
- [2] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 1-13.
- [3] 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.
- [4] 陈立梅. 基于扩展线性支出系统模型的我国农村居民信息消费结构分析——来自 1993~2009 年的经验数据[J]. 管理世界, 2013(9): 180-181.
- [5] 肖婷婷. 我国城乡居民信息消费比较——基于 2000~2007 年的实证[J]. 经济问题, 2010(2): 46-48.
- [6] JORGENSON D W. Information technology and the U. S. economy[J]. The American Economic Review, 2001, 91(1): 1-32.
- [7] 杨春立. 加强信息消费对经济增长促进作用的对策研究[J]. 经济纵横, 2015(2): 7-12.
- [8] 钟玲玲, 徐春燕, 王战平. 2002—2015 年我国信息消费对经济增长促进作用的实证研究[J]. 情报科学, 2016, 34(11): 80-85.
- [9] 矫立军. 信息消费升级对经济发展蓄势[J]. 人民论坛, 2020(29): 82-83.
- [10] SHARMA G D, RAHMAN M M, JAIN M, et al. Nexus between energy consumption, information and communications technology, and economic growth: an enquiry into emerging Asian countries[J]. Journal of Public Affairs, 2021, 21(2): e2172.
- [11] 郑丽, 唐守廉. 居民信息消费的区域差异及与经济增长关系[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版), 2015, 17(1): 62-67.
- [12] 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.
- [13] 余明桂, 马林, 王空. 商业银行数字化转型与劳动力需求: 创造还是破坏? [J]. 管理世界, 2022, 38(10): 212-230.
- [14] 方明月, 林佳妮, 聂辉华. 数字化转型是否促进了企业内共同富裕? ——来自中国 A 股上市公司的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(11): 50-70.
- [15] 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.

- [16] 尹世杰. 消费经济学[M]. 2版. 北京: 高等教育出版社, 2007.
- [17] 柳思维, 杜蓉, 周洪洋. 金融发展、人力资本投入对农村居民信息消费影响[J]. 经济地理, 2019, 39(12): 168-177.
- [18] 郑峥. 论企业精细化管理与经济效益提升[J]. 中外企业家, 2015(22): 91-92.
- [19] 荆文君, 孙宝文. 数字经济促进经济高质量发展: 一个理论分析框架[J]. 经济学家, 2019(2): 66-73.
- [20] 刘强, 李泽锦. 消费升级、产业结构与就业结构[J]. 数理统计与管理, 2021, 40(6): 951-964.
- [21] 王军, 詹韵秋. 消费升级、产业结构调整就业效应: 质与量的双重考察[J]. 华东经济管理, 2018, 32(1): 46-52.
- [22] 郭凯明, 潘珊, 颜色. 新型基础设施投资与产业结构转型升级[J]. 中国工业经济, 2020(3): 63-80.
- [23] 习近平. 在庆祝中国共产党成立100周年大会上的讲话[N]. 人民日报, 2021-07-02(2).
- [24] 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.
- [25] 刘慧, 吴晓波. 信息化推动传统产业升级的理论分析[J]. 科技进步与对策, 2003, 20(1): 52-54.
- [26] 郭凯莎, 彭继宗. 二三产业结构变动与经济发展质量——上中等收入阶段向高收入阶段演进的国际经验[J]. 财贸经济, 2022, 43(8): 5-26.
- [27] 朱慧慧, 刘立峰. 我国产业结构升级与经济高质量发展——基于地级及以上城市经验数据[J]. 云南财经大学学报, 2020, 36(6): 42-53.
- [28] 洪银兴. 改革开放以来发展理念和相应的经济发展理论的演进——兼论高质量发展的理论渊源[J]. 经济学动态, 2019(8): 10-20.
- [29] 贾洪文, 张伍涛, 盘业哲. 科技创新、产业结构升级与经济高质量发展[J]. 上海经济研究, 2021(5): 50-60.
- [30] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American Economic Review, 1993, 83(4): 685-709.
- [31] 储德银, 费冒盛, 李悦. 均衡性转移支付、公共支出结构与经济高质量发展[J]. 经济理论与经济管理, 2020(9): 20-35.
- [32] 陈景华, 陈姚, 陈敏敏. 中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(12): 108-126.
- [33] 兰秀娟. 高铁网络促进了城市群经济高质量发展吗? [J]. 经济与管理研究, 2022, 43(6): 106-128.
- [34] CALLAWAY B, SANT' ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [35] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFŒUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. The American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [36] 何冬梅, 刘鹏. 人口老龄化、制造业转型升级与经济高质量发展——基于中介效应模型[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(1): 3-20.
- [37] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20-34.
- [38] 徐康宁, 陈丰龙, 刘修岩. 中国经济增长的真实性: 基于全球夜间灯光数据的检验[J]. 经济研究, 2015, 50(9): 17-29, 57.
- [39] SUTTON P C, COSTANZA R. Global estimates of market and non-market values derived from nighttime satellite imagery, land cover, and ecosystem service valuation[J]. Ecological Economics, 2002, 41(3): 509-527.
- [40] 刘思明, 张世瑾, 朱惠东. 国家创新驱动力度及其经济高质量发展效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(4): 3-23.
- [41] 赵彦云, 刘思明. 中国专利对经济增长方式影响的实证研究: 1988~2008年[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(4): 34-48, 81.
- [42] 郑世林, 周黎安, 何维达. 电信基础设施与中国经济增长[J]. 经济研究, 2014, 49(5): 77-90.
- [43] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [44] 石大千, 丁海, 卫平, 等. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济, 2018(6): 117-135.
- [45] 张华. 环境污染对劳动力就业的影响——来自环保问责制的证据[J]. 财经研究, 2019, 45(6): 42-56.
- [46] 李方一, 王娟, 李兰兰, 等. 中国就业结构演变及其动因分解——基于投入产出模型的分析[J]. 管理评论, 2018, 30(5): 119-126.
- [47] 杨伟国, 吴邦正. 平台经济对就业结构的影响[J]. 中国人口科学, 2022(4): 2-16, 126.
- [48] 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, 46(5): 4-16, 31.
- [49] 汪德华, 江静, 夏杰长. 生产性服务业与制造业融合对制造业升级的影响——基于北京市与长三角地区的比较分析[J]. 首都经济贸易大学学报, 2010(2): 15-22.
- [50] 白雪洁, 宋培, 李琳. 数字经济发展助推产业结构转型[J]. 上海经济研究, 2022(5): 77-91.
- [51] 李平, 付一夫, 张艳芳. 生产性服务业能成为中国高质量增长新动能吗[J]. 中国工业经济, 2017(12): 5-21.
- [52] 傅元海, 叶祥松, 王展祥. 制造业结构变迁与经济增长效率提高[J]. 经济研究, 2016, 51(8): 86-100.
- [53] 余泳泽, 刘大勇, 龚宇. 过犹不及事缓则圆: 地方经济增长目标约束与全要素生产率[J]. 管理世界, 2019, 35(7): 26-42, 202.

Does Information Consumption Promote High-quality Economic Development?

—Evidence from National Information Consumption City Pilot Policies

HAN Lyu¹, HU Shancheng¹, WU Lifang²

(1. Nankai University, Tianjin 300071;

2. Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433)

Abstract: Fostering the new development paradigm with domestic circulation as the mainstay and the domestic and international circulations to promote each other is a strategic measure to realize economic growth from high speed to high quality. Expanding domestic demand is the strategic basis for fostering the new development paradigm, in which consumption plays an important role. With the continuous improvement of technological innovation capability, residents' consumption concept and consumption demand are changing greatly, and the traditional consumption demand tends to be saturated. To stimulate effective demand, China launched the national information consumption city pilot policy in 2013. Taking this policy as a quasi-natural experiment, this paper explores the influence and transmission mechanism of information consumption on the high-quality development of urban economy based on the difference-in-differences (DID) method using the panel data of prefecture-level cities from 2010 to 2019 in China.

The benchmark regression analysis shows that the policy can promote the high-quality economic development of pilots with a long-term effect. The conclusion remains valid after a series of robustness tests. The extension analysis shows that information consumption needs a suitable regional environment, and cities with higher levels of marketization, technological innovation capabilities and infrastructure are conducive to improving the influence of information consumption on high-quality economic development. The heterogeneity analysis shows that the impact of information consumption pilots on high-quality economic development is greater in large cities, eastern regions, and cities with a high administrative level. The findings provide policy enlightenment for promoting information consumption to expand domestic demand and promoting high-quality economic development.

The marginal contribution mainly includes the following three aspects. First, this paper uses the DID method to evaluate the impact of information consumption on high-quality economic development, which avoids the difficulty of accurately measuring the variables of information consumption and alleviates the endogenous problems caused by method selection and measurement errors. Second, this paper studies the impact of the essential conditions of pilots on the effect of the policy on promoting high-quality development, and examines the conditions required for information consumption. It provides a reference for the application and review of information consumption demonstration projects in the later stage. Third, this paper discusses the transmission mechanism of information consumption promoting high-quality economic development, which reflects the function of expanding domestic demand to promote high-quality economic development. It has some practical significance for building a new development paradigm and promoting high-quality economic development.

Keywords: information consumption; urban economy; national information consumption pilot; Quasi-natural experiment; high-quality economic development

责任编辑:周 斌;魏小奋