数字消费是否赋能新质生产力？

——基于省际面板数据的实证检验

陆亚琴，李阅君

（云南财经大学经济研究院，昆明 650221）

摘要：基于2013—2023年30个省份（因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区）的面板数据，深入探讨数字消费对新质生产力发展的直接效应与间接机制。研究结果表明：数字消费对新质生产力有显著促进作用，且该结论在多种稳健性检验下保持一致；机制分析进一步发现，技术创新在数字消费与新质生产力之间发挥关键传导作用；异质性分析显示，数字消费对中部地区新质生产力的促进作用最强，西部地区次之，东部地区相对较弱。同时，地理接近的地区间存在一定的负向空间关联，可能表现为竞争效应或资源错配。

关键词：数字消费；技术创新；新质生产力

中图分类号：F49 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)06－0114－09

当前，中国正处于转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的关键阶段。全球科技竞争日益激烈，新一轮科技革命和产业变革加速演进，经济发展正由要素驱动向创新驱动转变。面对高质量发展的战略要求，加快培育以科技创新为核心的新质生产力、激活以数字技术为引领的数字消费，已成为推动经济结构升级和增长方式转型的重要路径。党的二十届三中全会强调，健全因地制宜发展新质生产力体制机制，推动技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级，加快形成同新质生产力更相适应的生产关系，为新质生产力的发展奠定了制度基础。

与此同时，数字经济的蓬勃发展为新质生产力培育提供了坚实支撑。中国拥有全球领先的数字基础设施和超大规模市场，为数字消费快速扩张创造了良好条件。数字消费作为数字经济的重要组成部分，正在不断催生新业态、重塑价值链、深化产业融合，成为拉动内需、促进转型、提升效率的重要力量。商务部办公厅印发的《关于实施数字消费提升行动的通知》提出，强化数字消费供给、激发市场需求、优化载体建设、丰富数字消费业态等。在此背景下，数字消费作为连接供需两端的关键环节，既是数字经济发展的重要表现形态，也是新质生产力的内在引擎。数字消费通过拓展应用场景、激发市场潜能、促进技术扩散，有效引导知识、技术与数据等高端要素的流动与再配置，从而为新质生产力的发展注入新动能。

由此引发的思考是，数字消费能否有效赋能新质生产力？其传导机制又是怎样的？是否存在区域异质性，并可能通过经济联系与空间溢出产生跨区域传导？

围绕上述问题，从需求侧视角出发，系统探讨数字消费驱动新质生产力形成的内在作用机制，旨在拓展数字经济与生产力关系的理论认知，并为加快新质生产力培育提供关键的经验证据与政策参考。

1 文献综述

1.1 数字消费的测度与经济效应研究

近年来，学术界围绕数字消费的概念界定、发展水平测度及经济效应开展了系统研究。普遍认为，数字消费是以互联网、移动通信、大数据、云计算、人工智能等数字技术为支撑的新型消费方式，体现了消费领域的数字化、网络化和智能化转型。其内容涵盖实物型数字消费（电商购物、即时零售）、服务型数字消费（在线出行、数字金融、共享经

收稿日期：2025-10-28

基金项目：国家自然科学基金（42461026；41661029）；云南省社会科学规划项目（YB2022025）；云南财经大学校级课题（2024H36）

作者简介：陆亚琴（1972—），女，云南楚雄人，博士，教授，研究方向为国际贸易理论与政策；李阅君（1999—），女，河南汝州人，硕士研究生，研究方向为国际贸易理论与政策。

济)与内容型数字消费(短视频、游戏、直播带货等)。在测度方法上,研究多采用熵权法构建综合评价指标体系。庞靓和华锐[1]利用熵权法对各省份数字消费水平进行评估,并结合 Dagum 基尼系数与核密度方法分析其时空演化特征,结果表明数字消费水平总体上升、区域差异显著但极化趋缓,东部地区领先、西部地区相对滞后。在经济效应方面,张亮和蔡维琼[2]发现数字消费显著促进流通经济发展,并通过优化营商环境产生间接促进作用,且区域差异明显。张瑞娅[3]进一步证实,新质生产力与流通创新能够协同释放居民消费潜力,表明数字消费与新质生产力之间存在互动关系,前者扩大需求、推动流通创新,后者提升供给质量、反哺消费升级。郑重和巴殿君[4]指出,新型消费水平整体稳步提升,结构特征表现为"消费内容>消费环境>消费潜力>消费方式",且区域分布"东高西低"。总体而言,数字消费的发展呈现持续增长、区域分化与结构优化并存的特征。

1.2 新质生产力的内涵与测度研究

学界普遍认为,新质生产力是以科技创新为核心驱动力,以数字化、智能化、绿色化为主要特征的生产力新形态,代表从要素投入驱动向创新驱动的根本转变。周文和许凌云[5]指出,新质生产力是在关键性、颠覆性技术突破基础上形成的生产力形态,超越了传统生产力。任保平和豆渊博[6]系统总结了其内涵,认为新质生产力以科技创新为主导,以数据、知识、算法为关键要素,以高质量、可持续为目标,并与现代化产业体系相适应。在量化测度方面,研究普遍采用熵值法、TOPSIS 法、主成分分析等方法构建综合评价体系。王珏和王荣基[7]从劳动者、劳动资料、劳动对象三个维度出发,测算省域新质生产力水平,发现总体呈上升趋势但区域差异明显,呈"南高北低、东强西弱"格局,且存在空间集聚特征。吴俊珺和杜文豪[8]从技术进步与要素升级视角发现,中国新质生产力持续提升,数字经济通过技术创新、结构优化和资源配置效应发挥促进与空间扩散作用。李松霞和吴福象[9]指出,人才资源、数字基础设施和高技术产业水平是新质生产力提升的核心因素。总之,新质生产力的形成机制体现出科技创新主导、数字要素支撑和区域协同演化的特征。

1.3 数字消费与新质生产力关系研究及不足

赖立和胡乐明[10]表明,数字消费与新质生产力通过数据驱动、场景共创与价值循环,形成供需互促、叠加重塑的发展新范式。尽管现有研究在数字消费与新质生产力领域均取得了较为丰富的成果,但总体来看仍存在一定不足。多数文献聚焦于新质生产力对数字消费的单向影响,或停留于数字经济总体发展水平与新质生产力宏观层面的相关性分析,普遍忽视了从需求侧出发的反向作用路径。更重要的是,数字消费影响新质生产力的微观作用机制、区域异质性与空间溢出效应,也尚未得到充分揭示。

1.4 边际贡献

针对现有研究的不足,立足于"需求侧数字化驱动生产力重构"的视角,构建省际面板数据模型,系统考察数字消费对新质生产力的直接影响与空间相关性。具体而言:在理论层面,从需求侧创新与要素重组视角揭示数字消费赋能新质生产力的内在机制,丰富了数字经济与生产力研究的理论体系;在方法层面,采用固定效应与空间计量模型,识别数字消费对新质生产力的直接效应与空间相关性;在政策层面,研究结论为完善数字消费体系、推动区域协同创新与培育新质生产力提供政策依据与实证支撑。

2 理论分析与研究假设

数字消费作为数字经济的重要组成部分,是驱动供给体系优化与新质生产力跃升的重要力量。其发展不仅改变了传统消费方式与产业结构,也通过需求牵引、技术创新和要素重组等路径,影响了生产效率和创新能力。依据需求导向创新、内生增长、区域发展阶段以及空间经济学理论构建以下理论分析框架,并提出相应研究假设。

2.1 数字消费对新质生产力的直接效应

根据需求导向创新理论,消费端的需求变化是激发生产端创新与效率提升的核心动力。数字消费的扩张使消费者需求结构呈现多样化、智能化与即时化的新型消费特征,这种高效的"需求-供给"反馈机制可以推动企业加速数字化、智能化转型进程。依托中国超大规模市场优势,数字消费通过数据聚合与信息实时反馈,引导企业构建以用户为中心的柔性生产体系,实现生产环节的智能调度与资源优化配置,从而直接提升生产效率和整体技术水平。因此,数字消费不仅扩大了市场规模,更通过需求反馈机制推动生产要素的重新配置与产业组织模式创新,在供给侧形成显著的效率增益效应。据此,提出以下假设。

H1:数字消费直接推动新质生产力水平提升。

2.2 数字消费通过技术创新的间接效应

根据内生增长理论,创新活动不仅取决于技术供给,更受到市场需求的激励。数字消费的快速发

展产生了海量用户数据和应用场景，为企业提供了实时的市场反馈和研发方向。企业在分析消费数据、挖掘用户需求过程中，持续优化算法模型、提升产品设计与服务体验，从而推动人工智能、大数据、云计算、虚拟现实等新兴技术在生产领域的广泛应用。这一过程中，数字消费通过“需求-数据-创新”的传导机制，促进研发投入与技术创新，提升要素生产率与技术溢出水平，形成间接促进效应。据此，提出以下假设。

H2：数字消费通过需求引致创新，间接提升新质生产力水平。

3　研究设计

3.1　模型设定

首先，考虑到相关数据的可获得性，选取 2013—2023 年 30 个省份（因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区）为研究样本，并据此建立如下固定效应模型，实证分析数字消费与新质生产力的关系。

$$nqpf_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 digcon_{it} + \alpha_2 control_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：$nqpf_{it}$ 为 i 省 t 年的新质生产力水平；$digcon_{it}$ 为 i 省 t 年的数字消费水平；$control_{it}$ 为控制变量；u_i 为个体固定效应；v_t 为时间固定效应；ε_{it} 为随机误差项。

其次，为分析数字消费与新质生产力之间的空间交互作用，克服传统回归模型在空间效应识别上的局限，借鉴万艳春和陈羿彤[11]的方法，构建空间面板模型进行实证检验。结果表明，空间误差模型（SEM）较其他模型更为适用。

$$D_{it} = \omega_0 + \varphi_1 digcon_{it} + \varphi_2 C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j \neq i}^{N} \omega_{ij} \varepsilon_{ij} + \mu_{it} \quad (3)$$

式中：D_{it} 为 i 省 t 年的新质生产力水平；$digcon_{it}$ 为 i 省 t 年的数字消费水平；C_{it} 为控制变量；ε_{it} 为误差项；λ 为空间误差相关系数；ω_{ij} 为省份 i 与 j 的空间连接权重；μ_{it} 为独立同分布扰动项。

主要采用以下三种空间权重矩阵：地理邻接矩阵，根据 Rook 邻接规则设定，若两省份拥有共同边界则赋值为 1，否则为 0，用以衡量基于地理接壤的邻近性效应；地理反距离矩阵，基于各省份几何中心点的经纬度坐标计算其地理距离，并取其倒数构建，从而反映空间单元间的相互影响；经济距离矩阵，以 2013—2023 年人均 GDP 差值的倒数构建，以表征地区间在经济结构与发展水平上的相似性。

3.2　变量测度

3.2.1　被解释变量

借鉴陈利[12]的做法，构建以劳动者、劳动对象和劳动资料为核心的新质生产力（nqpf）评价指标体系，并使用熵值法进行测算，具体指标如表 1 所示。

表 1　新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位
劳动者	劳动者水平	人均受教育平均年限	年/人
		高等院校在校学生结构	%
		在岗职工平均工资	元/人
		第三产从业人员比例	%
		信息传输、软件和信息技术服务业就业人数	万人
		R&D 人员全时当量	人年
劳动对象	创新成果	规模以上工业企业新产品开发项目数	项
		技术市场成交额	亿元
		研发与开发机构欧发表科技论文数	篇
	新兴产业发展	高技术产业主营业务收入	亿元
		高技术产业企业数	个
		创业活跃度	
劳动资料	基础设施	机器人安装密度	台/万人
		环境保护力度	
		光缆线路长度	km
		铁路营业里程	km
	研发投入	R&D 经费支出	亿元

3.2.2　核心解释变量

借鉴庞靓和华锐[1]、郑重和巴殿君[4]的研究思路，采用熵值法，从消费潜力、消费内容、消费方式和消费环境四个维度综合构建数字消费发展水平（digcon）评价指标体系，具体指标如表 2 所示。

3.2.3　机制变量

参考王旭霞等[13]的做法，采用人均专利申请授权数（pat）衡量技术创新水平。同时，借鉴潘欣欣[14]的做法，引入研发经费投入强度（rd）作为专利申请数的替代指标。从创新产出与创新投入两个维度衡量技术创新水平，以确保机制检验结论的可靠性。

3.2.4　控制变量

为缓解遗漏变量偏误，控制一系列可能影响新质生产力的重要因素。具体包括：工业化水平（ind），由第二产业增加值占 GDP 的比例衡量，以控制地区产业结构与工业化阶段对技术演进路径的依赖；外商投资水平（lnfdi），用实际利用外商直接投资额的对数衡量，以捕捉外资带来的技术溢出与国际知识渠道效应；经济发展水平（lnpgdp），以人均

GDP的对数形式表示，控制地区整体经济基础与发展阶段对创新投入及效率的潜在影响；政府科技支出（govte），以地方政府科学技术支出占财政支出的比例度量，反映政府对创新的直接支持力度与政策导向；人力资本（hc），采用普通高等学校在校学生数占总人口的比例表征，用以控制地区劳动力素质与创新人才储备对创新产出的关键作用。

表2　数字消费发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位
数字消费发展水平	消费潜力	居民人均可支配收入	元/人
		居民人均消费支出	元/人
		城镇居民与农村居民人均可支配收入之比	%
		人均财政教育支出	元/人
		居民消费价格指数	
	消费内容	城镇化水平	%
		电子商务销售额与社会消费品零售总额之比	%
		快递业务总收入与总人口数量之比	元/人
		软件业务收入与总人口数量之比	%
		电信业务总量与GDP之比	%
	消费方式	人均教育文化娱乐支出	元/人
		居民医疗保健消费支出占总消费的比例	%
		单位消费额垃圾清运量	t/万元
		人均用水量	m^3/人
		数字支付覆盖广度	
		数字支付使用深度	
		数字化程度	
		人均快递业务量	件/人
	消费环境	互联网宽带接入用户	万人
		市场化指数	
		森林覆盖率	%
		人均水资源量	m^3/人
		人均进出口总额	万美元/人

3.3　样本来源

选取2013—2023年全国30个省份（因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区）作为研究样本。相关数据主要来源于《中国统计年鉴》《北京大学数字普惠金融指数》《市场化指数报告》。对于少量缺失数据，采用插值法进行补充与修正，以保证样本的完整性和连续性。

4　实证结果与分析

4.1　基准回归

根据基准回归模型，实证分析数字消费与新质生产力的关系，基准回归结果如表3所示。从模型（1）～模型（6），依次引入控制变量，并控制个体与时间固定效应。在所有模型中，数字消费（digcon）的系数都显著为正，表明数字消费显著促进了新质生产力发展。模型（6）中，数字消费的系数为0.806，表明数字消费水平每提高1单位，新质生产力发展水平将相应提升约0.806个单位。由此可见，在数字经济时代，需求侧的消费升级能够有效地牵引供给端的效率变革与动力变革，即数字消费是驱动新质生产力发展的核心力量，H1成立。

4.2　稳健性检验

4.2.1　考虑内生性问题

借鉴李石明[15]的做法，将数字消费滞后一期处理，并采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行估计，以缓解潜在的内生性问题。结果如表4列（1）和列（2）所示，工具变量对数字消费的系数显著为正，满足

表3　基准回归结果

变量	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）	模型（5）	模型（6）
digcon	1.108***	1.002***	0.954***	0.838***	0.804***	0.806***
	（0.175）	（0.171）	（0.161）	（0.159）	（0.155）	（0.147）
ind		−0.301***	−0.274***	−0.305***	−0.375***	−0.324***
		（0.037）	（0.037）	（0.038）	（0.055）	（0.057）
lnfdi			0.010**	0.009***	0.011***	0.009**
			（0.004）	（0.004）	（0.004）	（0.004）
hc				−3.403***	−3.707***	−3.777***
				（1.108）	（1.113）	（1.081）
lnpgdp					−0.044**	−0.074***
					（0.021）	（0.022）
govte						0.029***
						（0.009）
常数项	−0.059*	0.053*	−0.092	0.022	0.523**	0.722***
	（0.031）	（0.031）	（0.067）	（0.075）	（0.212）	（0.212）
id	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	330	330	330	330	330	330
R^2	0.938	0.943	0.946	0.947	0.947	0.950

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

工具变量相关性条件。K-P F统计量远大于10%的偏误水平下的临界值16.38，通过了弱工具变量检验。K-P LM统计量为显著，通过了不可识别检验。在降低可能的内生性后，数字消费的系数依然显著为正，结果仍旧稳健。

4.2.2　更换核心变量测度方法

参考杨丽丽[16]的做法，采用主成分分析法(PCA)计算2013—2023年30个省份的数字消费发展水平，并重新进行回归分析。结果如表4列(3)所示，数字消费系数仍显著为正，表明在更换测算方法后，基准回归结论依然稳健成立。

4.2.3　变量缩尾处理

对样本数据进行1%缩尾处理以排除极端值，并重新进行回归分析。结果如表4列(4)所示，数字消费的系数依然显著为正，说明剔除异常样本后，结论保持稳健。

4.3　异质性检验

4.3.1　区域异质性

由于各地区的经济发展阶段、产业结构及资源禀赋有明显差异，进一步考察了数字消费对新质生产力影响的区域异质性，将全国划分为东部、中部和西部三大地区进行分组回归，结果如表5列(1)～列(3)所示。区域异质性检验结果显示，数字消费对新质生产力的促进作用在中部地区表现明显的正面推动作用，其次是西部、东部地区。从后发优势理论与技术追赶假说视角来看[17-18]，中部地区正处于工业化中后期向高质量发展转型的关键阶段。相较于东部发达地区，中部地区在产业基础、市场规模与要素成本方面具有显著的追赶优势：较为完备的工业体系为数字技术应用提供多元化场景；庞大的内需市场为数字消费创造了规模效应，有效降低新技术应用的边际成本；相对较低的要素成本使得数字技术改造传统产业的综合效益更为显著。也就是说，数字消费带来的需求变化能够迅速引导企业开展应用型创新，这恰与中部地区当前以技术吸收与场景应用为主的追赶路径相吻合，因此数字消费的推动作用在中部地区更为显著。反观西部地区，虽具备一定的后发优势条件，但在数字基础设施覆盖度、技术人才储备和科技成果转化效率等方面仍存在明显短板，制约数字消费外部性的充分释放。东部地区由于已进入创新驱动发展阶段，其新质生产力的提升更多依赖于原始创新能力突破、基础研究积累与全球高端要素集聚，数字消费的边际贡献呈现递减趋势。

4.3.2　数字化程度异质性

由于各地区在数字基础设施、技术渗透深度与数字生态成熟度等方面的差异，基于黄蕊[19]的研究及《北京大学数字普惠金融指数》，将样本按数字化程度划分为高、低两组进行的异质性检验。数字化程度异质性检验结果如表5列(4)和列(5)所示，可以看出，数字消费在两组中均对新质生产力具有正向促进作用，但其影响强度存在明显差异：高数字化地区的系数为0.700，且在5%的水平上显著；低数字化地区的系数为0.416，仅在10%的水平上显著。可能的解释是，在数字化程度较高的地区，完善的信息基础设施、成熟的数字生态与较强的技术吸收能力，有助于数字消费所引发的需求信号更顺畅地传导至供给端，进而更有效地激发技术创新与生产效率提升，形成“需求-供给”良性闭环。相比之下，低数字化地区受限于网络覆盖、数字技能、平台

表4　稳健性检验结果

变量	内生性检验		更换解释变量	变量缩尾处理
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3)	(4)
digcon		0.941*** (0.201)	0.073*** (0.012)	0.831*** (0.247)
iv	0.885*** (0.045)			
Kleibergen-Paap Wald rk F	379.47 [16.38]			
Kleibergen-Paap rk LM	50.200***			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
id	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	300	300	330	330
R^2	0.988	0.481	0.953	0.962

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为稳健标准误；方括号内为在10%的偏误水平下的临界值。

表5　异质性检验结果

变量	区域异质性			数字化程度异质性	
	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区	(4) 高数字化	(5) 低数字化
digcon	0.524** (0.237)	1.918*** (0.263)	0.736*** (0.109)	0.700** (0.281)	0.416* (0.225)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
id	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	121	88	121	201	127
R^2	0.794	0.947	0.878	0.966	0.986

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

接入等基础条件,数字消费对生产端的牵引作用相对受限,赋能效率尚未充分释放。

4.4 机制检验

为揭示数字消费影响新质生产力的内在机制,依据温忠麟等[20]的三步法,对技术创新路径进行检验,机制检验结果如表6所示。可以看出,数字消费对技术创新具有显著驱动作用。列(2)中数字消费(digcon)对人均专利申请授权数(pat)的系数为1.835,列(4)中对研发经费投入强度(rd)的系数为1.662,均在1%的水平上显著,表明数字消费能有效激发创新活力。同时,技术创新在二者间发挥关键中介作用:列(3)中专利申请(pat)对新质生产力(nqpf)的系数为0.323,列(5)中研发投入(rd)的系数为0.046,均通过1%的显著性水平检验。这表明数字消费的普及不仅创造大量新需求,也促使技术迭代与创新活动,进而通过技术创新路径促进了新质生产力的形成与提升,验证了H2。

表6 机制检验结果

变量	基准回归	机制检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	nqpf	pat	nqpf	rd	nqpf
digcon	0.806***	1.835***		1.662***	
	(0.147)	(0.164)		(0.582)	
pat			0.323***		
			(0.058)		
rd					0.046***
					(0.015)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
id	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	330	330	330	330	330
R^2	0.950	0.963	0.952	0.984	0.941

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

5 空间效应

5.1 数字消费与新质生产力全局空间相关性

为检验数字消费与新质生产力在空间分布上是否具有依赖性,即是否存在空间集聚或扩散效应,计算2013—2023年两者的全局莫兰指数(Global Moran's I),结果如表7所示。总体来看,研究期内数字消费与新质生产力的Moran's I指数大多在统计上显著为正,表明二者在空间分布上存在显著的正向相关性,即数字消费与新质生产力之间呈现明显的空间集聚特征。

5.2 空间效应机制

在证实数字消费与新质生产力存在显著空间相关性的基础上,为深入阐释其内在作用机制,研究从要素流动、区域竞争与虹吸效应三个维度构建相应的理论分析框架。①要素流动是空间效应产生的基础驱动力。数字消费的普及深度重塑了数据、技术、人才与资本等高级要素的配置效率。数字消费水平高的地区,凭借其成熟的数字生态与市场环境,能够更有效地吸引与整合这些关键要素,从而直接为新质生产力发展注入活力。②区域竞争是空间格局形成的外部推动力。为抢占数字经济发展先机,各地区在数字基础设施布局与产业政策扶持上展开激烈竞争,这一过程促使优质数字企业及创新资源持续向营商环境更优、数字生态更完善的区域集中,进一步强化了发展的空间不均衡性。③虹吸效应是要素流动与区域竞争共同作用的体现。数字消费领先地区凭借其初始优势,形成强大的"虹吸效应",不断从周边及欠发达地区汲取创新要素与市场机会,这不仅强化了自身的领先地位,也可能加剧区域间的发展差距,导致"中心-外围"结构的固化。这一框架揭示了数字消费的空间

表7 数字消费与新质生产力的全局莫兰指数

年份	新质生产力			数字消费水平		
	Moran's I	Z	P	Moran's I	Z	P
2013	0.020	1.579	0.057	0.030	1.890	0.029
2014	0.025	1.746	0.040	0.035	2.034	0.021
2015	0.024	1.707	0.044	0.043	2.281	0.011
2016	0.019	1.575	0.058	0.063	2.879	0.002
2017	0.014	1.447	0.074	0.053	2.605	0.005
2018	0.010	1.364	0.086	0.042	2.287	0.011
2019	0.013	1.457	0.073	0.051	2.531	0.006
2020	0.015	1.540	0.062	0.052	2.561	0.005
2021	0.026	1.863	0.031	0.087	3.584	0.000
2022	0.036	2.143	0.016	0.083	3.468	0.000
2023	0.043	2.324	0.010	0.085	3.522	0.000

外部性，即一地的数字消费发展不仅影响本地，更会通过上述空间关联机制，深刻影响并重塑邻近地区的新质生产力发展格局。

5.3 空间计量模型的选择

空间计量分析中常见的模型包括空间托宾模型（SDM）、空间滞后模型（SAR）和空间误差模型（SEM）。为准确验证数字消费对新质生产力的空间影响，进行了以下统计检验，结果如表8所示。首先，基于拉格朗日乘子（LM）检验判断空间依赖性的存在形式。检验结果显示，LM-error、R-LM-error分别在10%和5%的显著性水平上通过了检验，而LM-lag不显著，因此选择空间误差模型。其次，利用Hausman检验判断模型适用固定效应还是随机效应，检验结果拒绝随机效应模型的原假设，表明固定效应模型更合适。最后，利用似然比（LR）检验进一步确定固定效应的具体形式。检验结果强烈支持双向固定效应，表明同时控制个体不可观测的异质性与年份特定的冲击对于模型至关重要。以上检验结果表明，双向固定效应的空间误差模型（SEM）是研究数字消费对新质生产力空间影响最合适的选择，该模型能够有效捕捉并控制由遗漏变量或随机冲击所引致的空间依赖性。

表8 LM检验、Hauaman检验及LR检验结果

检验	统计值	*P*
LM-error	2.916	0.088
R-LM-error	6.625	0.010
dLM-lag	0.372	0.542
R-LM-lag	4.081	0.043
Hausman检验	12.250	0.057
空间效应LR检验	48.110	0.000
时间效应LR检验	501.740	0.000

5.4 空间误差模型回归分析

基于上述检验，采用双向固定效应的空间误差模型（SEM），使用地理矩阵考察数字消费对新质生产力的影响及其空间效应，并采用邻接矩阵与经济地理矩阵进行稳健性检验，结果如表9所示。

核心解释变量数字消费的促进效应稳健且显著。在三种不同的空间权重矩阵下，数字消费的系数估计值分别为0.824、0.828、0.855，且均在1%的统计水平上显著。这一结果表明数字消费是驱动新质生产力发展的关键因素，其正向促进作用并不因空间矩阵的变更而发生改变。

空间误差系数（lambda）揭示了未被观察因素的空间传导机制。lambda系数在不同矩阵下均为负值，但其显著性与强度存在差异。在地理矩阵与邻接矩阵下，lambda系数分别在5%和1%的水平上显著为负。这表明一个地区受到的、未被模型捕捉的随机冲击，如未观测到的技术变革、区域性政策等，会对邻近地区的新质生产力发展产生抑制性的空间溢出。这种负向空间溢出效应可能源于地区间在高端要素配置上的“非协同性竞争”。具体而言，当某一地区实施以优化营商环境、强化产权保护为核心的竞争政策时，会在区域内形成“制度高地”，从而对周边地区的人才、资本与技术等关键创新要素产生“虹吸效应”。即竞争政策通过降低行政垄断、提升市场准入公平性，增强了本地对高素质劳动力与研发资本的吸引力，致使邻近区域面临创新资源外流的压力，从而扭曲要素流动方向，加剧区域间的资源错配，形成空间上的“此消彼长”。在经济矩阵下，lambda系数不显著，说明基于经济特征相似性的空间关联模式中，这种由误差项传导的冲击效应并不明显。

表9 空间误差模型回归结果

变量	（1） 地理矩阵	（2） 邻接矩阵	（3） 经济矩阵
digcon	0.824*** （0.086）	0.828*** （0.088）	0.855*** （0.092）
lambda	−0.744** （0.301）	−0.173*** （0.060）	−0.058 （0.044）
sigma2_e	0.001*** （0.000）	0.001*** （0.000）	0.001*** （0.000）
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes
观测值	330	330	330
R^2	0.508	0.545	0.527

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

6 结论与启示

6.1 结论

通过构建2013—2023年中国省级面板数据，系统考察了数字消费对新质生产力的影响效应、作用机制及空间特征，主要得出以下结论。

（1）基准回归表明，数字消费显著促进新质生产力发展，且该结论在多种稳健性检验后依然成立。

（2）异质性分析发现，数字消费的促进作用在中部地区最为突出，西部地区次之，东部地区相对

较弱,反映数字消费的边际效应与区域发展阶段密切相关。

(3)机制检验表明,数字消费通过技术创新效应提升新质生产力发展水平。

(4)空间计量结果显示,数字消费显著促进了本地区新质生产力发展,但存在负向空间溢出效应,可能引发区域间要素竞争和"虹吸效应"。

6.2 建议

基于上述研究结论,提出如下政策建议。

(1)强化数字基础设施建设,夯实消费驱动基础。统筹推进数据中心和算力平台等新型基础设施建设,特别是在中西部地区加快布局,缩小"数字鸿沟"。同时,鼓励数字消费模式创新,培育智能家居、数字文化等新兴消费增长点,为新质生产力发展创造广阔市场空间。

(2)实施差异化区域策略,优化数字资源配置。针对区域异质性特征,制定差别化的支持政策。中部地区立足产业基础与市场优势,打造数字消费驱动新质生产力发展的示范区域。重点推进数字技术与制造业深度融合,鼓励企业基于消费大数据开展反向定制与柔性生产,推动市场优势向供应链优势转化。同时,布局建设区域性数据中心与算力枢纽,系统性降低企业数字化转型成本、西部地区着力补齐数字基础设施短板,加快5G网络、算力节点等在重点区域的覆盖。积极培育特色数字产业,创新"数字消费+特色产业"融合模式,大力发展智慧文旅、远程康养、跨境电商等新兴业态。东部地区注重创新和高端要素集聚,强化在底层技术、核心算法与标准制定方面的原始创新能力,推动数字消费与前沿技术有机结合。

(3)完善创新生态系统,畅通机制传导路径。通过建立产学研用协同创新平台,促进科技成果转化和市场应用。加大知识产权保护力度,完善创新激励机制,强化技术创新路径的传导效果。同时,引导企业加大研发投入,培育一批具有核心竞争力的创新型企业。

(4)建立区域协调机制,促进空间协同发展。重点在于打破行政壁垒,建立区域利益共享和补偿机制。鼓励发达地区通过技术转移、产业协作等方式带动欠发达地区发展,推动创新要素跨区域流动。加强顶层设计,制定区域协同发展规划,将"虹吸效应"转化为"扩散效应",形成优势互补、高质量发展的区域经济布局。

参考文献

[1] 庞靓,华锐. 中国数字消费发展水平及演变测度[J]. 理论月刊,2024(5):80-95.

[2] 张亮,蔡维琼. 数字消费对流通经济发展的影响——营商环境的中介作用[J]. 商业经济研究,2025(17):111-114.

[3] 张瑞娅. 新质生产力、流通创新与居民消费潜力释放——来自省域面板数据的实证[J]. 商业经济研究,2025(18):189-192.

[4] 郑重,巴殿君. 中国新型消费发展水平测度与影响因素[J]. 经济问题探索,2024(10):102-114.

[5] 周文,许凌云. 论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J]. 改革,2023(10):1-13 .

[6] 任保平,豆渊博. 新质生产力:文献综述与研究展望[J]. 经济与管理评论,2024,40(3):5-16.

[7] 王珏,王荣基. 新质生产力:指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报,2024,37(1):31-47.

[8] 吴俊珺,杜文豪. 数字经济赋能新质生产力:理论机制与实证检验[J]. 工业技术经济,2025,44(6):47-56.

[9] 李松霞,吴福象. 我国新质生产力发展潜力及驱动因素[J]. 技术经济与管理研究,2024(3):7-12.

[10] 赖立,胡乐明. 新质生产力与数字消费双向赋能的内在逻辑和创新路径[J]. 改革,2025(7):98-108.

[11] 万艳春,陈羿彤. 数字化对制造业和物流业融合发展的影响研究——基于中介效应模型与空间误差模型的实证分析[J]. 工业技术经济,2024,43(7):3-13.

[12] 陈利. 数字产业集聚何以赋能中国式现代化——从新质生产力的中介视角解析[J]. 云南财经大学学报,2025,41(8):33-47.

[13] 王旭霞,雷汉云,王珊珊. 绿色金融、数字经济与环境污染[J]. 软科学,2023,37(6):48-55.

[14] 潘欣欣. 双循环新发展格局对产业链韧性的影响研究——基于复杂系统的产业链韧性测度法[J]. 暨南学报(哲学社会科学版),2025,47(7):75-98.

[15] 李石明. 数字消费发展对商贸流通效率的影响——以全球价值链嵌入为中介效应[J]. 商业经济研究,2025(13):36-39.

[16] 杨丽丽. 数字消费赋能区域经济增长——基于调节效应和空间溢出效应的实证分析[J]. 科技和产业,2025,25(19):186-198.

[17] GERSCHENKRON A. Economic backwardness in historical perspective[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1962.

[18] 郭熙保,肖利平. 后发优势、技术吸收能力与中国的经验[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2008(5):614-619.

[19] 黄蕊. 数字金融、知识产权保护与产业链供应链现代化[J]. 技术经济与管理研究,2025(11):84-91.

[20] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614-620.

Does Digital Consumption Empower New Quality Productive Forces? Evidence from Inter-provincial Panel Data

LU Yaqin, LI Yuejun

(Institute of Economics Research, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China)

Abstract: Utilizing panel data from 30 provinces (due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Xizang Autonomous Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province) from 2013 to 2023, the direct effects and underlying mechanisms were investigated through which digital consumption influences the development of new quality productive forces. The findings indicate that digital consumption significantly promotes new quality productive forces, a conclusion that remains robust under a variety of tests. Further mechanism analysis reveals that technological innovation plays a key mediating role between digital consumption and new quality productive forces. Heterogeneity analysis reveals that the positive effect of digital consumption varies significantly across regions. It is most pronounced in the central region, moderate in the western region, and comparatively weaker in the eastern region. Furthermore, significant negative spatial spillovers are detected among geographically adjacent provinces, indicative of regional competition or potential resource misallocation.

Keywords: digital consumption; technological innovation; new quality productive forces