

数字经济发展对中国居民消费结构升级的 空间效应与作用机制

熊颖, 郭守亭

(中南财经政法大学工商管理学院, 湖北武汉430073)



摘要 基于2011—2020年31个省份的面板数据,运用空间杜宾模型及中介效应模型,探讨数字经济发展影响居民消费结构升级的空间效应及作用机制。研究表明:数字经济发展对本地居民消费结构升级影响呈现倒U型关系,对邻域居民消费结构升级影响表现出正向空间溢出效应,且存在明显空间距离衰减边界,即300千米之内为正向溢出,300千米之外空间溢出系数值下降,省界对空间溢出效应存在阻碍作用;空间异质性分析发现:数字经济发展对农村地区及西部地区居民消费结构升级提升作用更为显著。其作用机制为:数字经济发展通过降低交易成本、提升收入水平、增强居民幸福感实现消费结构升级。基于此,提出区域协同发展、消除数字要素流动的体制性障碍、发挥数字技术的辐射带动、提升居民幸福感等政策建议。

关键词 数字经济发展; 居民消费结构升级; 空间溢出效应; 居民幸福感

中图分类号: F126.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2023)01-0047-11

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.01.005

新冠疫情对全球经济造成巨大冲击,大国之间贸易摩擦加剧,因而扩大内需、推动消费提质扩容就成为我国经济高质量发展的内生动力和应对国际环境的战略举措。通过发展数字经济,培育消费新业态、新模式以及实施数字中国等发展战略,由此带来的各种正外部性能够有效提升消费层级,引领消费结构升级。目前,我国正进入居民消费结构升级与数字经济同步发展的阶段。统计显示,2011—2020年,我国交通通信支出、教育文化支出及医疗保健支出逐年上升^[1],消费偏好从低端转向中高端,消费形态从基本生存型转向发展和享受型,居民消费呈现多元化趋势。与此同时,数字经济正在通过技术扩散、知识溢出、要素匹配等途径促进消费资源的跨区域流动,缩短企业与消费者之间的空间距离^[2],拓宽消费的边界,产生出正向“溢出效应”,引领高层次消费^[3]。在此背景下,数字经济发展对居民消费结构升级产生影响的相关问题受到关注,比如,影响的大小和方向如何?这种影响是否具有“边界”?又是通过怎样的机制得以实现的?回答这些问题是本文的研究主题,也是理解国家在新冠疫情背景下,通过数字经济发展驱动居民消费提质升级,实现经济高质量发展的关键。

传统的涉及消费结构升级影响因素的文献,主要有两个方面:一是探讨收入与消费结构升级之间的关系,如陈波运用AIDS模型发现不同收入层级家庭消费结构依次从生存、温饱及富裕有序递进^[4];张冀等基于收入结构视角研究发现财产性收入在消费升级中发挥着重要作用^[5]。二是探讨产业升级与消费结构升级的关系,如龙少波等研究发现,产业发展和升级是实现供求有效转化的关键因素,并对消费升级起到基础性作用^[6];孙早等则认为,产出结构高级化是产业创新与消费结构高级化的核心传导渠道,产业升级对消费结构改善具有重要的正面影响^[7]。从数字经济发展研究其对居民

收稿日期:2022-03-12

基金项目:国家社会科学基金项目“数字普惠金融背景下贫困农户金融能力提升路径研究”(201BJY168)。

消费结构升级影响是一个创新视角,相关文献最近几年开始丰富起来。比如,数字经济发展驱动消费层次从生存型向发展和享受型消费转变,促使消费结构从物质需求向精神需求转移^[8];数字技术应用打破流通环节的壁垒,紧密对接供给与需求^[9],大幅降低时间成本和资源成本,提升要素配置效率,改善消费者福利,促进高质量消费^[10]。稍早的研究,在空间上往往将研究对象视为独立要素。事实上,数字空间的无限性和融通性能够促成均衡化、网络化的空间结构^[11],冲击传统的消费方式^[12],促进要素最优配置并通过技术扩散和经济溢出实现消费资源跨区域的共享^[13]。可见,数字经济发展不仅对本地居民消费结构升级产生影响,还可能对周边地区产生空间溢出效应。已有研究较少从空间视角考察数字经济发展如何影响居民消费结构升级这一问题,对空间溢出效应的“边界”及空间异质性研究不够,对影响机制的剖析不足。

基于此,本文将空间关联性纳入数字经济发展影响居民消费结构升级的分析框架中,从空间距离衰减及空间异质性视角研究数字经济发展对居民消费结构升级的影响,并进一步利用中介效应模型,探讨其中的作用机制。

一、理论分析与研究假设

马克思消费理论认为消费升级以满足人的基本需要为前提,且消费行为是处于一定生产关系下的社会行为^[14]。数字技术的应用紧密对接供给与需求,引发生产关系变革。有研究表明,数字经济发展会通过降低交易成本、增加居民收入和增强居民幸福感三个方面影响居民消费结构升级^[15]。

数字经济发展能够降低交易成本,刺激消费需求,进而带动居民消费结构升级。一方面,数字经济下的第三方支付兴起,可以降低交易成本,提升消费者人均效能和需求层次^[16],驱动消费结构从生存型消费向享受型和发展型消费转型升级转变^[17];另一方面,数字经济对比传统经济,其全球属性更易引发资源重组和整合,突破语言和地域限制,打通空间流通障碍,提升交易效率,降低交易成本,刺激消费需求,使高层次消费呈现出国际化趋势^[18]。基于以上分析,本文提出以下假设:

H₁:数字经济发展通过降低交易成本带动居民消费结构升级。

数字经济发展能够助力居民增收,提升消费能力,进而带动居民消费结构升级。一方面,数字经济的长尾效应能够更好地服务企业,从而衍生出消费的新模式新业态,促进创新创业,提升居民创收能力进而促进高层次消费;另一方面,数字技术的普及提高了资源利用效率,缓解了信贷约束,降低了工业品价格和居民消费门槛,间接地增加了居民的可支配收入和消费能力,实现居民消费的高层次跃迁;此外,数字技术以其互联互通特性,使个人突破时空局限及传统平台的狭隘性,以线上培训、网络学习等方式提高综合业务素质和人力资本水平^[19],间接增加居民收入,提升消费能力,促进居民消费结构升级。基于以上分析,本文提出以下假设:

H₂:数字经济发展通过增加居民收入带动居民消费结构升级。

数字经济发展能够增强居民幸福感,改善消费体验,进而带动居民消费结构升级。从消费需求来看,数字平台以数据形态勾勒出真实消费偏好,为消费者提供丰富的物质载体,可以提升信息传递效率,缩短消费者购物时间^[20],甚而可以为消费者描绘及构建新的消费需求,最大程度地满足已有消费需求,而这一过程有助于增强消费的幸福感受^[21],促进高品质消费。从消费体验来看,数字技术改变了居民的消费方式,“抖音”“快手”等数字平台将“娱乐”与“消费”融合,促进闲暇消费,使得消费节点的每一个圈层都能在数字平台上进行自我表达和信息交流,建立在“消费场景化”模式上的“消费示范”能够完成更具温度感的消费链接,形成更为专业的消费判断,产生更为真实的消费体验,从而提升居民消费的幸福感受,实现消费观念的升级和消费需求的跃迁。基于以上分析,本文提出以下假设:

H₃:数字经济发展通过增强居民幸福感带动居民消费结构升级。

本文构建分析框架如图1所示。

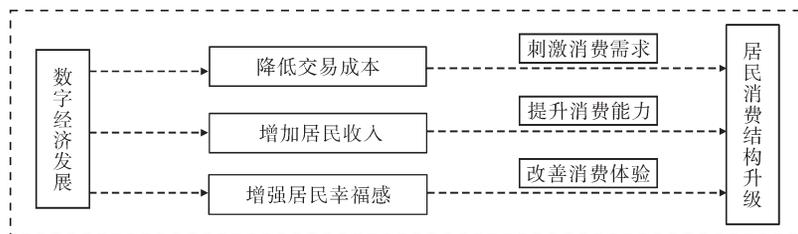


图1 数字经济发展对居民消费结构升级分析框架

二、数据、模型与变量说明

1. 数据来源

本文选取2011—2020年省级层面数据作为研究对象^①。此外,将中国工业企业数据与中国统计年鉴数据进行匹配,构建交易成本数据,将中国家庭追踪调查数据(CFPS)与中国统计年鉴数据进行匹配,构建收入水平数据及居民幸福感数据。本文数据来源为中国统计年鉴、中国家庭追踪调查数据和中国工业企业数据库。

2. 模型构建

(1)空间杜宾模型。随着数字经济加速发展,生产要素的自由流动使得区域间消费活动呈现出关联性,从而产生“溢出效应”。因此,本文设定空间杜宾模型如下:

$$fzxf_{it} = \rho W y + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 W X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $fzxf_{it}$ 为居民消费结构升级, X_{it} 为数字经济和控制变量, ρ 为邻域对本地居民消费结构升级的空间影响, α_1 为自变量系数, α_2 为自变量空间滞后项的回归系数, $W X_{it}$ 为自变量的空间滞后项, ϵ_{it} 为误差扰动项。

(2)中介效应模型。数字经济发展使平台中的参与者充分享受到数字产品和数字服务,通过降低交易成本,提升居民收入,增强居民幸福感,进而带动居民消费结构升级。因此,本文构建以下中介效应模型:

$$fzxf_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \eta_j + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $fzxf_{it}$ 为居民消费结构升级, X_{it} 为数字经济和控制变量, η_j 为个体固定效应, λ_t 为时间固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

3. 变量说明

(1)被解释变量。居民消费结构升级($fzxf$):借鉴李晓楠等的思路^[22],将居民消费划分为生存型消费和发展与享受型消费。生存型消费为食品、衣着和居住三类消费支出,发展与享受型消费为交通通信、医疗保健、教育文化、家庭服务及其他商品和服务等五类消费支出,居民消费结构升级=发展与享受型消费支出/总消费支出。

(2)核心解释变量。数字经济发展指数(ude):通过梳理相关研究发现,学者们在数字经济评价维度上多以互联网及信息维度为主,如焦帅涛等从数字基础、数字应用、数字创新和数字变革四维视角构建省级数字经济发展指标评价体系^[23];刘军等从信息维度、互联网维度和数字交易维度构建数字经济指标^[24]。本文结合我国数字经济发展的实际情况,增加普惠金融发展方面的考量,最终在全面考虑互联网发展、信息化发展、交易发展、创新发展和普惠金融发展的基础上,通过熵值法测算数字经济发展指数(见表1)。在互联网发展方面,互联网技术优化了供给端和需求端的中间环节,扩大了数字经济边界^[25]。在数字信息化发展方面,数字经济发展以信息与通信技术为基础,推动劳动生产率的增长,促进经济增长。在数字交易发展方面,数字驱动实现交易的数字化,减少信息不对称,便捷交

① 近年来数字经济虽然发展迅速,但地级市数据仍然不够充分,熵值法测度内容中数字普惠金融维度的研究时段为2011—2020年,因此,本文选取2011—2020年省级层面数据作为研究对象。

易渠道,加快交易速度,实现数字交易新形态^[26]。在数字创新发展方面,数字技术从全球范围内获取要素市场和消费市场信息,为技术创新提供信息来源和物质渠道,促进技术扩散与技术合作。在数字普惠金融发展方面,数字金融的地理穿透性降低了传统经济对物理网点的依赖,促进数字经济发展。本文综合以上数字经济发展维度,参考邓宗兵的研究思路^[27],对原始数据标准化,剔除单位量纲的影响,利用熵值法计算各个指标的熵值和权重,得到各省份数字经济发展指数,本文核心解释变量用数字经济发展指数的对数值衡量^①。

表1 数字经济发展指数

一级指标(权重)	二级指标(权重)/%	三级指标(权重)/%		属性
数字经济发展指数	信息化发展指标 17.50	移动电话交换机容量	1.75	+
		软件产品收入	11.48	+
		信息技术服务收入	4.27	+
	互联网发展指标 23.50	宽带接入用户数	5.19	+
		互联网普及率	8.50	+
		互联网上网人数	9.81	+
	交易发展指标 33.29	电子商务占比	8.94	+
		网上零售额	9.49	+
		快递业务收入	14.86	+
	创新发展指标 14.28	工业企业有效发明专利数	5.77	+
		工业企业R&D经费支出	3.93	+
		信息化从业人员	4.58	+
	普惠金融发展指标 11.43	数字金融覆盖广度	4.33	+
		数字金融使用深度	4.12	+
		数字支持服务程度	2.98	+

(3)中介变量。本文中介变量包括:①交易成本(*cost*):为更全面考察交易费用构成,并消除企业规模的影响,本文使用销售费用、管理费用和财务费用三者之和占总资产的比例来衡量交易费用^[28],交易成本数据来源于中国工业企业数据。②收入水平(*fincome*):本文选取2014、2016、2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS)中的家庭总收入,除以家庭总人口数再除以10000后的数值来衡量收入水平,受访者的收入数据来自CFPS成人问卷的“U部分:重要事件收支”,询问您家各类收入加在一起的总收入(元)?③居民幸福感(*happiness*):本文选取2014、2016、2018年的中国家庭追踪调查数据(CFPS)中居民幸福感数据,受访者的主观态度问题来自CFPS成人问卷的“M部分:主观态度”,询问您有多幸福(打分),评分为1~10分,分值越高越幸福。

(4)控制变量。本文的控制变量:①经济发展水平(*lngdp*):经济发展水平采用人均GDP的对数值来衡量。②固定资产投资水平(*invest*):投资“偏好”影响消费,本文采用固定资产投资总额的对数值表示。③城镇化率(*urb*):城镇化将带来消费群体构成改变,并将影响消费结构。本文采用城镇人口占本地总人口的比重衡量。④教育水平(*edu*):教育水平是影响居民消费结构升级的重要因素,本文采用各省份人均受教育年限除以10来反映各省份的教育水平。⑤人口结构(*structure*):人口结构和增量资源直接影响消费,本文采用各省份少儿抚养比除以老年抚养比反映人口结构。变量的描述性统计结果如表2所示。

三、空间计量模型实证分析

1. 空间相关性分析

(1)全局空间相关性检验。本部分借鉴邹新月等的研究思路^[29],采用地理距离倒数的平方项构建

① 限于篇幅,数字经济发展指数详细的测度过程未报告,留存备案。

表2 描述性统计

变量类型	变量名	变量含义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>fxzf</i>	居民消费结构升级	310	0.4127	0.2540	0.1301	0.5100
解释变量	<i>ude</i>	数字经济发展指数	310	10.5249	1.7458	5.3466	16.2371
	<i>Ingdp</i>	经济发展水平	310	9.8024	0.8714	7.2229	11.6561
控制变量	<i>invest</i>	固定资产投资水平	310	9.4265	0.9809	4.7086	11.0585
	<i>urb</i>	城镇化率	310	0.5720	0.1305	0.2271	0.8960
	<i>edu</i>	教育水平	310	0.5469	0.3750	0.1087	1.9234
	<i>structure</i>	人口结构	310	3.5970	0.1924	2.9585	3.9627
中介变量	<i>fincome</i>	收入水平	9282	1.9274	1.9145	0.2500	16.6666
	<i>happiness</i>	居民幸福感	9282	2.4344	7.5412	1.0000	10.0000
	<i>cost</i>	交易成本	193379	0.02113	0.0470	7.39e-06	5.4003

距离矩阵(W_1),人均GDP比重构建经济矩阵(W_2),分别从地理距离和经济发展维度来考察其空间关联性。表3为2011—2020年全局空间自相关检验结果,在两种权重矩阵下,居民消费结构升级的Moran's I 值均显著为正,且经济矩阵下的Moran's I 值高于距离矩阵下的Moran's I 值,说明居民消费结构升级在地理距离和经济发展水平上都存在着空间关联性,且后者强于前者。

(2)局部空间自相关检验。为进一步分析居民消费结构升级的空间特征,本文绘制了经济矩阵下2011年和2020年居民消费结构升级的Moran's I 散点图。由图2(1)及图2(2)可知,2011年和2020年位于第一象限和第三象限的省份占总省份比例在65%以上,呈现出H—H集聚和L—L集聚状态,说明我国大部分省份的居民消费结构升级具有空间集聚特征,若忽视空间因素,实证结果将产生偏误。

2. 空间计量模型的回归分析

空间计量模型的合理性检验结果显示SDM模型为最优,故本文重点分析经济矩阵下的SDM模型结果^①,表4中数字经济发展(*ude*)的系数在1%水平上显著为正,数字经济发展的平方项(*ude*×*ude*)系数在1%水平上显著为负,说明数字经济发展与

表3 2011—2020年全局空间自相关检验结果

年份	消费结构升级	
	距离矩阵	经济矩阵
2011	0.288*** (3.577)	0.394*** (3.689)
2012	0.261*** (3.292)	0.37*** (3.504)
2013	0.222*** (2.827)	0.328*** (3.100)
2014	0.091* (1.840)	0.124* (1.718)
2015	0.13** (2.109)	0.136* (1.741)
2016	0.147** (2.135)	0.156** (1.992)
2017	0.148** (2.111)	0.172* (1.851)
2018	0.173** (2.242)	0.306*** (2.859)
2019	0.234*** (2.874)	0.446*** (4.003)
2020	0.263*** (3.194)	0.526*** (4.667)

注:*、**、***表示在10%、5%和1%水平上显著;括号内数值为Z值。

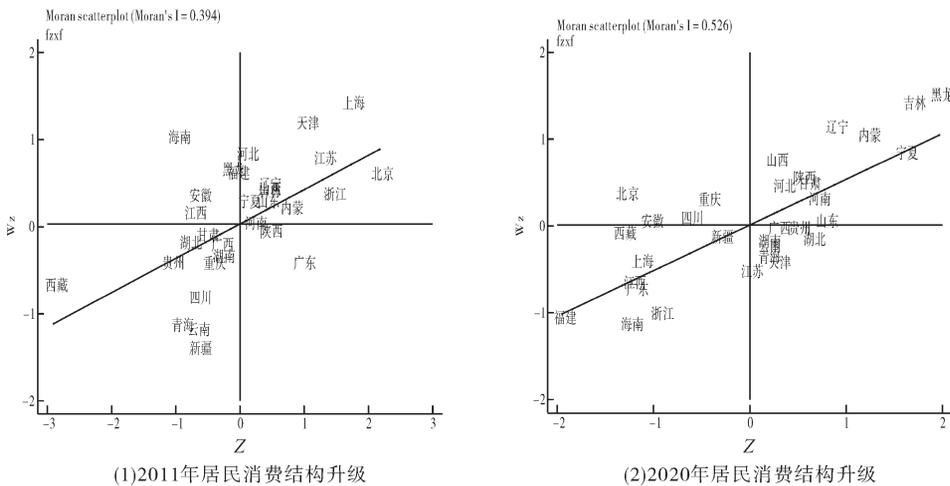


图2 数字经济和居民消费结构升级局部莫兰散点图

① 限于篇幅,空间计量模型合理性检验留存备索。

本地居民消费结构升级呈倒U型关系。可能的原因:数字技术的应用突破了语言和地域限制,平台中的参与者充分享受到数字产品和数字服务,这一过程刺激了消费市场的蓬勃发展,使居民消费实现更高层次跃迁。然而,遵循边际效应递减规律,数字经济发展对本地高层次消费的边际影响逐步减小,呈现出倒U型的非线性关系。

其他控制变量的影响系数大小及方向符合预期。经济发展水平($\ln gdp$)的一次项及二次项系数分别为0.1209和-0.0078,都在5%水平上显著,说明经济发展水平对本地居民消费结构升级呈现倒U形影响,同样遵循边际效用递减规律;固定资产投资水平($invest$)及人口结构($structure$)呈现显著负向影响,对高层次消费产生挤出效应;城镇化率(urb)呈现显著正向影响,可见城镇化蕴含着巨大的居民消费潜力;而教育水平(edu)的影响并不显著。

表4 空间面板计量模型

N=310

变量	距离矩阵			经济矩阵		
	SDM	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM
ude	0.0582*** (0.0095)	0.0639*** (0.0082)	0.0704*** (0.0089)	0.0547*** (0.0099)	0.0602*** (0.0083)	0.0699*** (0.0093)
$ude \times ude$	-0.0030*** (0.0004)	-0.0033*** (0.0008)	-0.0035*** (0.0007)	-0.0027*** (0.0004)	-0.0031*** (0.0003)	-0.0034*** (0.0003)
$\ln gdp$	0.0422*** (0.0096)	0.0403*** (0.0020)	0.0731*** (0.0057)	0.1209** (0.0507)	0.0748*** (0.0115)	0.0539** (0.0229)
$\ln gdp \times \ln gdp$	-0.0030*** (0.0009)	-0.0032*** (0.0007)	-0.0049*** (0.0009)	-0.0078** (0.0037)	-0.0052*** (0.0006)	-0.0043*** (0.0007)
$invest$	-0.1218** (0.0573)	-0.0732** (0.0334)	-0.0693** (0.0331)	-0.0673** (0.0299)	-0.0619** (0.0295)	-0.0524** (0.0247)
urb	0.1493** (0.0697)	0.0692** (0.0321)	0.0484** (0.0225)	0.1583** (0.0732)	0.0894** (0.0408)	0.0693** (0.0323)
edu	-0.0126 (0.0245)	0.0069 (0.0146)	-0.0073 (0.0161)	-0.0066 (0.0058)	0.0226 (0.0343)	0.0111 (0.0455)
$structure$	-0.0147** (0.0063)	-0.0422* (0.0231)	-0.0458* (0.0248)	-0.0110** (0.0052)	-0.0454** (0.0226)	-0.0451* (0.0250)
$Spatial$	0.3280*** (0.0917)	0.4179*** (0.0773)		0.2894*** (0.0676)	0.3351*** (0.0601)	
λ			0.4109*** (0.0963)			0.3367*** (0.0743)
Sig.	0.0145*** (0.0033)	0.0169*** (0.0031)	0.0158*** (0.0026)	0.0137*** (0.0024)	0.0139*** (0.0037)	0.0149*** (0.0029)
AIC	-307.1429	-321.1392	-308.2356	-334.0276	-329.3825	-393.2032
BIC	-223.3922	-253.2342	-295.0234	-292.7234	-332.0986	-340.9210
R^2	0.268	0.215	0.217	0.235	0.286	0.263

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为标准误。下同。

进一步地,本文借鉴Le Sage等提出的空间偏微分方法^[30],将其分解为本地效应(直接效应)、溢出效应(间接效应)和总效应。表5为SDM模型下基于距离矩阵和经济矩阵的空间效应分解结果,数字经济发展(ude)的本地效应系数显著为正,本地效应的平方项($ude \times ude$)系数显著为负,说明数字经济发展与本地居民消费结构升级呈现倒U型关系,印证了表4空间计量模型的回归结果。此外,数字经济发展(ude)溢出效应系数在1%水平上显著为正,且在距离矩阵和经济距离矩阵下均成立,说明数字经济发展对邻近省份以及经济发展水平较接近省份的居民消费结构升级均发挥着显著的带动作用。可能的解释为:在数字经济发展红利下,当前区域经济活动高度相似,通畅的交通环境降低转移成本,促成人口自由流动,使居民更密切地参与邻域消费活动,在彼此融入的过程中对周边地区居

民消费产生较强的“示范效应”,带动了周边地区的高层次消费,从而产生显著的空间溢出效应,即数字经济发展带动邻近省份和经济发展水平较接近省份的居民消费结构升级。

表5 空间效应分解结果

解释变量	距离矩阵			经济矩阵		
	本地效应	溢出效应	总效应	本地效应	溢出效应	总效应
ude	0.0560*** (0.0095)	0.1297*** (0.0188)	0.1857*** (0.0165)	0.0619*** (0.0083)	0.1268*** (0.0061)	0.1887*** (0.0113)
$ude \times ude$	-0.0028*** (0.0003)	-0.0111 (0.0218)	-0.0139 (0.0127)	-0.0032*** (0.0003)	-0.0114 (0.0213)	-0.0146 (0.0155)

3. 数字经济发展对居民消费结构升级的空间距离衰减效应分析

上述结果证实了数字经济发展的空间溢出效应,本文将进一步探究数字经济发展对居民消费结构升级的影响是否存在距离衰减特征。具体操作步骤为:第一步,以100千米为阈值,假设两地间距离在阈值内,设置为0;如两地间距离在阈值外,则记为距离的倒数。第二步,对其进行SDM模型回归分析,记录不同阈值下的空间溢出系数。回归结果如图3所示,横轴为地理距离,纵轴为数字经济发展对居民消费结构升级的空间溢出系数,空间溢出系数在100~600千米区域显著为正^①。

由图3可知,数字经济发展对居民消费结构升级的空间溢出系数与地理距离阈值的关系大致分为二个区间,第一个区间为[0,300]千米,此段区间空间溢出系数数值较大,呈现上升趋势,第二个区间为[300,600]千米,空间溢出系数数值下降,说明数字经济发展对居民消费结构升级的空间溢出效应存在空间距离衰减边界,且空间溢出效应倾向于“本省化”^②。主要原因如下:首先,数字经济发展水平高的城市多集中于省会城市,而省会城市往往地处本省核心区域,辐射半径有限,因此,数字经济发展对于居民消费结构升级的空间溢出效应在省内较密集;其次,长期以来,由于市场分割、区域平衡等因素,政府“看得见的手”对消费资源的行政分配和消费市场的刻意调控,使消费市场在省级层面之间产生隔离阻碍,弱化了数字经济发展对周边区域居民消费结构升级的影响。总体来看,数字经济发展对居民消费结构升级的空间溢出效应存在着明显的空间距离衰减边界,在300千米内为正向溢出,超过300千米,空间溢出系数数值下降,省界对空间溢出效应存在阻碍作用。

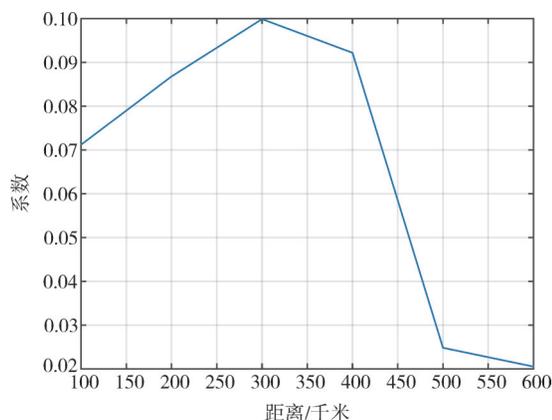


图3 空间距离衰减效应

4. 稳健性检验与内生性检验

首先,权重的差异反映空间差异,本文采用反经济距离矩阵和普惠金融嵌套矩阵分别替换距离矩阵和经济矩阵。其次,数字普惠金融指标是本文数字经济发展指标的维度之一,本文将数字普惠金融指标替换核心解释变量进行稳健性检验。最后,数字经济发展能带动居民消费结构升级,但在居民消费结构升级的过程中接触数字经济的频次可能更高,为避免上述反向因果关系,本文沿用黄群慧等的思路^[31],选取1984年每百人固定电话数量作为工具变量进行内生性检验。信息技术源起于电话普及,电话普及高的省份也可能数字经济水平较高,然而,历史上固定电话数量对于当今居民消费结构升级影响甚微,满足工具变量选择的排他性要求。

① 由于数字经济发展对居民消费结构升级的影响更多地受到省域边界的影响,因此,空间距离衰减效应仅考虑600千米之内的结果。
② 以省会为中心,300千米半径是大部分省份的省界范围。因此,这种影响在300千米处出现分化,可以初步推断这一影响具有“本省化”趋势。

表6中(1)和(2)为替换距离矩阵和普惠金融矩阵的结果,(3)为替换核心解释变量的结果,稳健性结果显示核心解释变量的一次项系数均显著为正,核心解释变量的二次项系数均显著为负,说明数字经济发展对本地居民消费结构升级呈现倒U型关系,与前文结果保持一致。(4)为运用工具变量进行内生性检验,弱工具变量的 F 值大于10,表明不存在弱工具变量,工具变量的选取有效,核心解释变量的估计系数显著为正,说明考虑内生性后,本文的主要结果依然稳健。

表6 稳健性检验与内生性检验

N=310

变量	(1)更换距离矩阵	(2)更换普惠金融矩阵	(3)替换核心解释变量	(4)工具变量法
ude	0.0688*** (0.0116)	0.0578** (0.0270)		0.0155*** (0.0040)
$ude \times ude$	-0.0269** (0.0123)	-0.0192* (0.0112)		
ifi			0.0391*** (0.0106)	
$ifi \times ifi$			-0.0069*** (0.0016)	
控制变量	是	是	是	是
$Spatial$	0.2894*** (0.0676)	0.4972*** (0.0754)	0.4357*** (0.0871)	
直接效应	0.0919*** (0.0109)	0.0728*** (0.0138)	0.0424*** (0.0105)	
间接效应	0.1546*** (0.0021)	0.0750 (0.0487)	0.0651*** (0.0065)	
总效应	0.2465*** (0.0184)	0.1478*** (0.0419)	0.1076*** (0.0299)	
F				25.7
R^2	0.280	0.265	0.193	0.215

5. 空间异质性分析

由于中国城乡以及地理区位间皆存在着明显的差异,本部分进一步从城乡与地理区位差异维度考察数字经济发展对居民消费结构升级的空间异质性。

(1)城与乡的空间异质性。借鉴徐春华等的研究方法^[32],对经济矩阵下的空间杜宾模型进行分解来检验城乡空间异质性。表7中(1)表明数字经济发展显著带动了农村居民消费结构升级,(2)中城镇地区的系数值和显著性皆有所下降,表明数字经济发展对城镇居民消费结构升级的影响作用小于农村,可能的解释为:数字经济发展通过数字扶贫、农村电商和社交电商等方式,极大地丰富农村居民的消费选择,进而刺激该群体消费需求的扩张,并一定程度上带来消费内容及质量的提升,最终表现为消费结构升级。此外,数字经济发展提升信贷获得效率,缓解农村居民的消费预算约束,释放农村居民消费潜力,使其消费不再停留于生存所需,而向更高级的发展与享受型消费跃迁。而对于城镇居民,消费资源已然较为丰富,数字经济带来消费提振作用的空间及潜力有限,从而表现为数字经济发展对城镇居民的边际提升作用较小。因此,数字经济发展显著带动农村居民消费结构升级,对于城镇居民消费结构升级的影响相对较小。

表7 空间异质性分析结果

	城乡		地理区位	
	(1)农村	(2)城镇	(3)中东部	(4)西部
本地效应	0.0807*** (0.0102)	0.0454** (0.0197)	0.1377** (0.0625)	0.3860*** (0.0453)
溢出效应	0.1116** (0.0455)	0.0446* (0.0247)	0.0283 (0.0381)	0.0159*** (0.0041)
总效应	0.1923*** (0.0423)	0.0900** (0.0409)	0.1660** (0.0721)	0.4020*** (0.0622)

(2)地理区位的空间异质性。本文借鉴邓仲良等的方法^[33],根据中国地理分区对空间进行划分,再次在经济矩阵权重设定下利用空间杜宾模型对回归结果予以验证。表7中(3)和(4)的结果表明数字经济发展显著带动西部地区居民消费结构升级,而对中东部地区居民消费结构升级影响较小。可能的解释为受制于中东部地区高昂的住房负债,消费能力受到严重削弱,从而抑制了中东部地区的高层次消费。而对于西部地区,数字经济起步较晚,具备更大的后发优势,此外更低的住房负债使消费能力不至过度消耗,因此具备更为广阔的消费潜力,这使得西部地区居民在数字化浪潮中表现出更强的消费升级趋势。

四、作用机制分析

前文中提到,数字经济发展可能通过降低交易成本、提升居民收入水平、增强居民幸福感三方面作用机制影响居民消费结构升级,本部分通过中介效应模型对此进行验证。

首先,表8中模型(1)、(2)、(3)报告了数字经济发展通过降低交易成本作用于居民消费结构升级的检验结果。模型(1)数字经济发展的系数显著为正,即数字经济发展显著带动居民消费结构升级。模型(2)的回归结果表明,数字经济发展降低交易成本。模型(3)的回归结果显示,当交易成本作为中介变量时,数字经济发展与交易成本两个变量的系数均在1%的显著性水平下通过检验,检验了交易成本降低在影响路径中的中介作用。数字技术的普及有效融合供需要素,减少交易中的摩擦,便捷居民支付行为,提升交易的执行效率,刺激消费需求,并最终促进高层次消费。H₁得到验证。

其次,表8中模型(4)、(5)、(6)报告了数字经济发展通过提升居民收入水平作用于居民消费结构升级的检验结果。当居民收入水平作为中介变量时,主要变量的系数均显著为正,证实了收入水平提升在影响路径中的中介作用。数字经济的长尾效应促进居民就业创业,直接提升居民收入,亦或是缓解信贷约束,间接提高即可支配收入及消费能力并最终带动居民消费结构升级。H₂得到验证。

最后,表8中模型(7)、(8)、(9)报告了数字经济发展通过增进居民幸福感作用于居民消费结构升级的检验结果。同理,当居民幸福感作为中介变量时,主要变量的系数均显著为正,证实了幸福感提升在影响路径中的中介作用。数字技术的应用极大地提升了居民获得信息的能力,扩大居民的社会关系网,收获了愉悦的消费体验,通过更高层次的消费行为满足了自我实现的心理需求。H₃得到验证。

表8 中介效应检验

变量	交易成本			收入水平			居民幸福感		
	(1) <i>fzxf</i>	(2) <i>cost</i>	(3) <i>fzxf</i>	(4) <i>fzxf</i>	(5) <i>fincome</i>	(6) <i>fzxf</i>	(7) <i>fzxf</i>	(8) <i>happiness</i>	(9) <i>fzxf</i>
<i>ude</i>	0.2837*** (0.0020)	-0.2326*** (0.0218)	0.2097*** (0.0130)	0.3441*** (0.0157)	0.2895*** (0.0132)	0.1804*** (0.0253)	0.3441*** (0.0157)	0.2764*** (0.0248)	0.1571*** (0.0133)
<i>cost</i>			-0.2195*** (0.0174)						
<i>fincome</i>						0.1386*** (0.0231)			
<i>happiness</i>									0.1538** (0.0672)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	193379	193379	193379	9282	9282	9282	9282	9282	9282
<i>R</i> ²	0.810	0.198	0.810	0.236	0.229	0.218	0.236	0.289	0.226

五、结论与建议

1. 结论

本文基于2011—2020年31个省份的面板数据,运用空间计量模型探讨数字经济发展对居民消费结构升级的影响,得到如下研究结论:第一,数字经济发展对本地居民消费结构升级的影响呈现倒U型关系,对邻域地区居民消费结构升级存在着正向的空间溢出;空间异质性分析发现相较于中东部地区和城镇地区,数字经济发展对西部地区和农村地区的居民消费结构升级的提升作用更为显著。第二,数字经济发展对居民消费结构升级的空间溢出效应存在明显的空间距离衰减边界,省界对空间溢出效应存在阻碍作用。第三,数字经济发展通过降低交易成本、提升居民收入、增强居民幸福感从而引领居民消费结构升级。

2. 政策建议

基于以上结论,本文提出如下政策建议:

第一,实现区域协同发展,促进农村地区和西部地区居民消费结构升级。数字经济发展带动了居民消费结构升级,存在着明显的空间溢出效应,且对农村地区和西部地区居民消费结构升级的作用更为显著。具体而言,我国各地区数字经济发展差异较大,且区域发展不平衡,政府需做好顶层设计,积极推动农村地区和西部地区数字渠道的有机协同发展,平衡好数字技术资源分配格局,避免因数字经济发展失衡导致的新式消费差距扩大。此外,重视数字经济空间溢出效应,扩大消费溢出半径,激发农村地区和西部地区的消费潜力,并引导其稳步实现发展及享受型消费扩张,进一步提高居民消费体验及效能。

第二,消除数字要素流动的体制性障碍,健全完善消费环境体系。数字经济发展对居民消费结构升级的影响由于数字信息、行政干预等因素更倾向于“本省化”,其空间溢出效应存在着空间距离衰减边界。在数字经济发展过程中,注重提升衰减边界的地理距离,这有赖于加强省际技术共享及合作,消除技术及关键基础设施壁垒,建立诚信规则体系,加速消费市场主体融合,优化跨地区消费政策,从而极大发挥数字经济的空间溢出效应。

第三,发挥数字技术的辐射带动作用,提升居民收入水平,增强居民幸福感。洞悉数字经济发展影响消费结构升级的作用路径,着重突出数字技术进步多渠道提升居民收入方式,缓解融资信贷约束,畅通消费环节及减少交易成本,增强居民幸福感等方面的优势,从而间接助力消费潜力释放,助推消费结构升级,并最终增进民生福祉。此外,还应防范债务对居民中高端消费的抑制作用。

参 考 文 献

- [1] 史琳琰,张彩云,胡怀国.消费升级、消费率变动与经济发展分化——基于门槛模型的实证分析及机理研究[J].中国流通经济,2021,35(9):74-85.
- [2] 徐维祥,周建平,刘程军.数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应[J].地理研究,2022,41(1):111-129.
- [3] BOINVESTIZ A V, LOBOVA S V, RAGULINA J V. Shift of the global investment flows in the conditions of formation of digital Ingdp [C]//International Conference Project “The future of the Global Financial System: Downfall of Harmony”. Switzerland: Springer, Cham, 2018.
- [4] 陈波.不同收入层级城镇居民消费结构及需求变化趋势——基于AIDS模型的研究[J].社会科学研究,2013(4):14-20.
- [5] 张冀,张彦泽,曹杨.优化家庭收入结构能促进消费升级吗?[J].经济与管理研究,2021,42(7):51-65.
- [6] 龙少波,丁露,余康.中国式技术变迁下的产业与消费“双升级”互动机制研究[J].宏观经济研究,2020(10):71-84,136.
- [7] 孙早,许薛璐.产业创新与消费升级:基于供给侧结构性改革视角的经验研究[J].中国工业经济,2018(7):98-116.
- [8] 高振娟,赵景峰,张静,等.数字经济赋能消费升级的机制与路径选择[J].西南金融,2021(10):44-54.
- [9] 黄贻琳,秦淑悦,张雨朦.数字经济如何驱动制造业升级[J].经济管理,2022,44(4):80-97.
- [10] 周烁,张文韬.互联网使用的主观福利效应分析[J].经济研究,2021,56(9):158-174.
- [11] 陈尧,王宝珠.以数字经济发展畅通国民经济循环——基于空间比较的视角[J].经济学家,2022(6):58-67.
- [12] 冯星宇,戴俊骋,赵子婧.数字经济对文化产业发展的影响[J].科技智囊,2022(6):31-37.
- [13] PARR J B. Growth-pole strategies in regional economic planning: a retrospective view (Part 1): Origins and advocacy [J]. Urban studies, 1999, 36(7): 1195-1215.
- [14] 卡尔·马克思.资本论[M].北京:人民出版社,2004.
- [15] 刘凤义,曲佳宝.论马克思消费理论的两个维度及其现实意义[J].马克思主义理论学科研究,2022,8(3):46-54.
- [16] 张蓉.移动支付发展对农村居民消费升级的影响机制分析[J].商业经济研究,2020(22):133-137.
- [17] 张岳,彭世广.移动支付影响家庭消费行为作用机理与实证分析[J].商业研究,2020(5):105-111.
- [18] 齐红倩,刘岩.人口年龄结构变动与居民家庭消费升级——基于CFPS数据的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2020,30(12):174-184.
- [19] 多召军,张嘉男,任永功.智能教育下在线问题解决学习研究:内涵、模型与解释[J].现代远距离教育,2022(3):70-77.
- [20] SALANOVA M, CIFRE E, MARTIN P. Information technology implementation styles and their relation with workers' subjective well-being [J]. Operations & production management, 2004, 24(1): 42-54.
- [21] SABATINI F. Can a click buy a little happiness? The impact of business-to-consumer e-commerce on subjective wellbeing [C]. MPRA Paper, 2011: 32393.
- [22] 李晓楠,李锐.我国四大经济地区农户的消费结构及其影响因素分析[J].数量经济技术经济研究,2013,30(9):89-105.

- [23] 焦帅涛,孙秋碧.我国数字经济发展测度及其影响因素研究[J].调研世界,2021(7):13-23.
- [24] 刘军,杨渊望,张三峰.中国数字经济测度与驱动因素研究[J].上海经济研究,2020(6):81-96.
- [25] 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(2):66-73.
- [26] 陈勃.跨境数字交易增值税制度国际实践、共性分析及启示[J].财政科学,2021(1):137-143.
- [27] 邓宗兵,何若帆,陈征,等.中国八大综合经济区生态文明发展的区域差异及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2020,37(6):3-25.
- [28] 夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].管理世界,2017(4):47-59.
- [29] 邹新月,王旺.数字普惠金融对居民消费的影响研究——基于空间计量模型的实证分析[J].金融经济研究,2020,35(4):133-145.
- [30] LE SAGE P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: Taylor&Francis Group, 2009.
- [31] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [32] 徐春华,刘力.省城市场潜力、产业结构升级与城乡收入差距——基于空间关联与空间异质性的视角[J].农业技术经济,2015(5):34-46.
- [33] 邓仲良,张可云.中国经济增长的空间分异为何存在?——一个空间经济学的解释[J].经济研究,2020,55(4):20-36.

Study on the Spatial Effect and Mechanism of Digital Economy Development on the Upgrading of Residents' Consumption Structure

XIONG Ying, GUO Shouting

Abstract This paper mainly explores the spatial effect of digital economy development on the upgrading of Chinese residents' consumption structure through Empirical Analysis based on Spatial Dubin Model and mediating effects model with panel data of 31 provinces from 2011 to 2020. The study finds that the effect of digital economy development on the upgrading of local residents' consumption structure shows an inverted U-shape, while there is a positive spatial spillover effect on the upgrading of consumption structure of residents in neighbouring regions with a clear boundary defining the degree of the effect, within 300 kilometers from which the spatial spillover is positive, while beyond which the spatial spillover coefficient decreases. The spatial spillover effect is hindered by provincial boundaries. Further analysis of the spatial heterogeneity model reveals that the development of the digital economy has a more significant effect on the upgrading of the consumption structure of residents in rural and western regions. In terms of the mechanism of action, the development of digital economy achieves the upgrading of consumption structure by reducing transaction costs, raising income levels and enhancing residents' sense of well-being. Based on this, it is proposed that the government should adopt regional synergistic development, eliminate institutional barriers to the flow of digital factors, bring into play the radiation of digital technology and enhance residents' sense of well-being, etc.

Key words digital economy development; upgrading of residents' consumption structure; spatial spillover effect; residents' happiness

(责任编辑:金会平)