doi. 10. 3724/1005-0566. 20261014

# 数字化转型、流通效率与居民消费

杨　琼[1,2]

（1. 湖南省社会科学院（湖南省人民政府发展研究中心）经济研究所，湖南　长沙　410003；
2. 中南大学商学院，湖南　长沙　410003）

**摘　要**：在双循环新发展格局下，数字化转型成为破解流通环节效率瓶颈、释放居民消费潜力的核心驱动力。本文基于2013—2024 年中国 30 个省（自治区、直辖市）的面板数据，以流通效率为中介变量，构建基准回归、中介效应、门槛效应及空间计量模型，系统考察数字化转型对居民消费的影响效应、传导机制与异质性特征。研究发现：数字化转型对居民消费总量提升和结构升级均存在显著的正向促进作用，且该效应在东部地区、城镇区域更为明显；流通效率在数字化转型影响居民消费的过程中承担着部分中介作用，数字化转型通过优化商贸流通网络、降低物流交易成本、提升供需匹配效率，进而撬动居民消费需求；数字化转型对居民消费的影响存在双重门槛效应，当数智化发展水平跨越中等门槛值后，其对居民消费的促进作用呈现边际递增特征；数字化转型对居民消费具有显著的正向空间溢出效应，相邻地区的数智化发展能够通过技术扩散、产业联动带动本地居民消费增长。异质性分析表明，数字化转型对不同收入群体、不同消费类型的影响存在差异，对中高收入群体消费、发展型与享受型消费的促进作用更强。研究结果为深化数字化转型、提升流通效率、激发居民消费潜力提供了经验证据与政策启示，为推动消费扩容提质、构建强大国内市场提供了理论参考。

**关键词**：数字化转型；流通效率；居民消费；中介效应；门槛效应；空间溢出

**中图分类号**：F126. 1　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1005 - 0566（2026）10 - 0172 - 13

## Digital transformation, circulation efficiency, and resident consumption

YANG Qiong[1,2]

（1. *Institute of Economics, Hunan Academy of Social Sciences Hunan Provincial People's Government Development Research Center Changsha* 410003, *China*;
2. *School of Business Administration, Central South University, Changsha*, 410003, *China*）

**Abstract**: Under the new dual-circulation development paradigm, digital transformation has become a core driver in addressing efficiency bottlenecks in the circulation sector and unleashing the potential of household consumption. Based on panel data from 30 Chinese provinces (autonomous regions and municipalities) spanning 2013—2022, this study constructs benchmark regression, mediation effects, threshold effects, and spatial econometric models to systematically examine the impact effects, transmission mechanisms, and heterogeneity of digital transformation on household consumption. The findings reveal: Digital transformation significantly promotes both the expansion of total household consumption and its structural upgrading, with more pronounced effects in eastern regions and urban areas. Circulation efficiency plays a partial mediating role in the process where digital transformation influences household consumption, as

**基金项目**：国家社会科学基金资助项目“我国先进制造业与现代服务业融合水平测度及模式研究”（20BJY093）。

**作者简介**：杨琼（1982—），女，湖南省长沙市人，湖南省社会科学院（湖南省人民政府发展研究中心）经济研究所副研究员，博士，中南大学商学院硕士研究生校外兼职导师，研究方向为数字经济和科技创新。

it optimizes commercial and logistics networks, reduces transaction costs, and enhances supply-demand matching efficiency, thereby stimulating consumer demand. Additionally, digital transformation exhibits a dual-threshold effect on household consumption—beyond a moderate threshold level of digital development, its promoting effect on consumption shows marginal increasing characteristics. Furthermore, digital transformation has a significant positive spatial spillover effect on household consumption, where adjacent regions' digital development can drive local consumption growth through technology diffusion and industrial linkage. Heterogeneity analysis indicates varying impacts across income groups and consumption types, with stronger effects on middle-to-high-income consumption as well as developmental and enjoyment-oriented consumption. This study provides empirical evidence and policy insights for deepening digital transformation, improving circulation efficiency, and unleashing household consumption potential, offering theoretical references for expanding and upgrading consumption as well as building a robust domestic market.

**Key words**: digital transformation; circulation efficiency; household consumption; mediating effect; threshold effect; spatial spillover

2023 年全球经济增长放缓至 3.1%，发达经济体最终消费较上一年下降 1.3%，而中国居民消费市场虽呈现恢复向好态势，但仍面临消费意愿不足、流通环节效率偏低、供需结构错配等现实问题[1]。与此同时，以人工智能、大数据、云计算、物联网为核心的数智化技术正深度渗透到经济社会各领域，推动生产、流通、消费全链条的数字化、智能化重构，成为突破消费增长瓶颈的关键抓手[2-4]。从国际视野来看，数字技术对消费行为的重塑已成为学术界关注的焦点，Li 等[5]基于跨国数据的分析表明，数字基础设施的完善与消费升级之间存在显著的因果关联。Wang 等[6]研究发现，数字技术能够显著提升电力消费的匹配效率与购买意愿。

近年来，中国数字消费规模持续扩张，2025 年上半年数字消费总额达 9.37 万亿元，占居民消费支出总额的近一半，智慧商圈、直播电商、社区团购等数智化消费场景不断涌现[7-8]，流通效率的提升成为连接数字化转型与居民消费的重要纽带[9-10]。

现有研究多直接考察数字经济对居民消费的影响[11-12]，而本文的新颖之处在于，将流通效率纳入分析框架，构建“数字化转型—流通效率—居民消费”的中介效应模型，首次系统揭示数字化转型影响居民消费的中间传导机制。同时，突破传统流通效率研究聚焦单一环节的局限[13-14]，结合数字化转型的时代特征，从空间溢出、门槛效应、异质性特征等多个维度展开分析，既考虑数智化发展的水平差异，又关注其空间联动效应，为全面理解数字经济时代居民消费的增长逻辑提供了新的理论视角。

## 一、理论分析

### （一）数字化转型对居民消费的直接影响

为深入理解这一机制，本文引入经典消费理论作为分析基础：

第一，流动性约束理论认为，消费者在面临信贷约束时，会降低当前消费水平以应对不确定性。数字化转型通过数字金融、消费信贷、移动支付等工具，有效缓解了居民的流动性约束[15]，使居民能够将未来收入平滑至当前消费，从而提升消费总量。

第二，生命周期理论强调消费者会根据终身收入安排跨期消费。数字化转型通过数字平台提供丰富的消费信息与比价工具，降低了消费者的搜寻成本与决策成本，提升了跨期消费配置的效率[2]

第三，信息不对称理论指出，市场交易中买卖双方信息不对等会抑制交易效率。数字化转型通过大数据分析与用户画像，显著降低了供需双方的信息不对称程度，提升了交易匹配效率，进而促进消费意愿的实现[4]。

基于上述理论，本文从需求侧与供给侧两个维度进一步展开分析。

从需求侧来看，数字化转型能够提升支付便利性，降低居民的消费交易成本。移动支付、数字钱包等数智化支付方式的普及，打破了传统现金支付与银行卡支付的时空限制，实现了消费支付

的即时化、便捷化,降低了居民的消费搜寻成本与交易成本,进而激发居民的消费意愿[16]。

从供给侧来看,数字化转型能够推动企业创新产品与服务供给,满足居民多样化的消费需求。大数据、人工智能等数智化技术能够帮助企业精准捕捉消费者的需求偏好,实现产品与服务的个性化、定制化供给,推动产品与服务的创新,满足居民从生存型消费向发展型、享受型消费转变的需求,推动居民消费总量的增长与结构的升级。

基于此,本文提出研究假设 H1。

假设 H1:数字化转型对居民消费存在显著的正向促进作用,能够推动居民消费总量提升与结构升级。

**(二)流通效率的中介作用**

流通作为生产与消费的中间环节,其效率高低直接决定了商品与服务从供给端到需求端的传导效率,数字化转型能够通过提升流通效率,进而间接促进居民消费增长,即流通效率在数字化转型影响居民消费的过程中发挥中介作用。

数字化转型能够优化商贸流通网络,提升商贸流通效率。大数据、人工智能等数智化技术能够帮助商贸流通企业实现门店的智能选址、商品的智能陈列、需求的精准预测,优化商贸流通网络的布局[17],进而促进居民消费增长。

基于此,本文提出研究假设 H2。

假设 H2:流通效率在数字化转型影响居民消费的过程中发挥中介作用,数字化转型通过提升流通效率促进居民消费增长。

**(三)数字化转型对居民消费的门槛效应**

数字化转型对居民消费的影响并非简单的线性驱动,而是存在一定的门槛效应,当数智化发展水平低于门槛值时,其对居民消费的促进作用较弱;当数智化发展水平跨越门槛值后,其对居民消费的促进作用会显著增强。

基于此,本文提出研究假设 H3。

假设 H3:数字化转型对居民消费的影响存在门槛效应,当数智化发展水平跨越门槛值后,其对居民消费的促进作用会显著增强。

**(四)数字化转型对居民消费的空间溢出效应**

数字化转型具有显著的技术扩散与产业联动特征,其对居民消费的影响并非局限于本地,还会通过空间溢出效应带动相邻地区居民消费增长,即数字化转型对居民消费存在正向的空间溢出效应。

基于此,本文提出研究假设 H4。

假设 H4:数字化转型对居民消费存在显著的正向空间溢出效应,相邻地区的数智化发展能够带动本地居民消费增长。

## 三、研究设计

**(一)样本选择与数据来源**

本文选取 2013—2024 年中国 30 个省(自治区、直辖市)的面板数据作为研究样本,剔除了西藏自治区与港澳台地区,主要原因是西藏自治区的部分数据缺失严重,港澳台地区的经济制度与统计口径与内地存在差异。

本文的研究数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国信息产业统计年鉴》《中国流通产业发展年鉴》《中国物流统计年鉴》《中国金融年鉴》以及各省份的统计年鉴、国家统计局官网、中经网统计数据库、CSMAR 数据库、Wind 数据库等。对于部分缺失的数据,采用线性插值法与趋势外推法进行填补;对于异常值,采用 Winsorize 缩尾法在 1% 与 99% 分位数进行处理,以避免异常值对实证结果的影响。

**(二)变量定义与测度**

本文的变量包括被解释变量、核心解释变量、中介变量与控制变量,其中被解释变量为居民消费,核心解释变量为数字化转型,中介变量为流通效率,控制变量为影响居民消费的其他重要因素。各变量的定义与测度如下。

1. 被解释变量:居民消费(*Cons*)

居民消费包括消费总量与消费结构两个维度,本文分别从这两个维度衡量居民消费,以全面考察数字化转型对居民消费的影响。

(1)居民消费总量(*Cons_total*):采用各省人均居民消费支出的对数来衡量,人均居民消费支出能够反映居民的整体消费水平,取对数能够消

除异方差的影响,使数据更具平稳性。

(2)居民消费结构(*Cons_struct*):采用各省发展型与享受型消费支出占居民总消费支出的比重来衡量。依据国家统计局《居民消费支出分类(2018)》及《中国统计年鉴》的统计口径,生存型消费包括食品烟酒、衣着、居住;发展型消费包括教育文化娱乐、医疗保健;享受型消费包括交通通信、生活用品及服务、其他用品及服务。该指标值越大,表明居民消费结构越高级,消费升级的程度越高。该指标值越大,表明居民消费结构越高级,消费升级的程度越高。

2. 核心解释变量:数字化转型(*Digit*)

数字化转型是一个多维度、综合性的概念,无法用单一指标进行测度,本文结合数字化转型的内涵与特征,从数字基础设施、数字产业发展、数字技术应用三个维度构建数字化转型评价指标体系,运用熵值法对各指标进行赋权,计算数字化转型综合指数。各指标权重计算结果如表1所示。

**表1　数字化转型评价指标体系与权重**

| 维度 | 具体指标 | 权重 |
|---|---|---|
| 数字基础设施 | 互联网宽带接入端口数(万个) | 0.082 |
| | 移动电话基站数(万个) | 0.076 |
| | 光缆线路长度(万公里) | 0.069 |
| | 人均拥有数字设备数(台/人) | 0.091 |
| | 维度小计 | 0.318 |
| 数字产业发展 | 电子信息制造业增加值占GDP的比重(%) | 0.103 |
| | 软件和信息技术服务业营业收入(亿元) | 0.112 |
| | 数字经济核心产业就业人数占总就业人数的比重(%) | 0.095 |
| | 维度小计 | 0.310 |
| 数字技术应用 | 互联网普及率(%) | 0.088 |
| | 移动支付交易规模占GDP的比重(%) | 0.124 |
| | 企业数字化研发设计工具普及率(%) | 0.087 |
| | 电子商务交易额占社会消费品零售总额的比重(%) | 0.073 |
| | 维度小计 | 0.372 |

从权重分布来看,数字技术应用维度权重最高(0.372),体现了“数智化”区别于传统“数字化”的核心特征,即技术应用深度与智能化水平的重要性;数字基础设施(0.318)与数字产业发展(0.310)的权重相对均衡,表明三者共同构成了数字化转型的综合能力。

3. 中介变量:流通效率(Eff)

流通效率是衡量流通体系运行质量的核心指标,本文结合数字化转型的时代特征,从投入-产出视角,运用三阶段DEA模型测度各省的流通效率,该模型能够剔除环境因素与随机误差的影响,使测度结果更具客观性与科学性。

首先,界定流通效率的投入与产出指标。

(1)投入指标:选取流通业固定资产投资额(亿元)、流通业就业人数(万人)、物流运输线路长度(万公里)、流通业研发经费投入(亿元)四个指标,反映流通体系的生产要素投入水平,其中流通业包括批发和零售业、交通运输、仓储和邮政业、住宿和餐饮业等。

(2)产出指标:选取社会消费品零售总额(亿元)、货物运输量(亿吨)、电子商务交易额(亿元)、流通业增加值(亿元)四个指标,反映流通体系的产出水平。

其次,运用三阶段DEA模型进行测度:①第一阶段:采用传统DEA-BCC模型计算初始的技术效率、纯技术效率与规模效率;②第二阶段:运用SFA模型将初始效率的松弛变量分解为环境因素、随机误差与管理无效率的影响,调整投入指标,剔除环境因素与随机误差的影响;③第三阶段:将调整后的投入指标与原产出指标再次代入DEA-BCC模型,计算得到剔除环境因素与随机误差后的流通效率值。流通效率值介于0和1之间,值越大,表明流通效率越高。

4. 控制变量

结合现有研究与中国的实际情况,本文选取以下影响居民消费的重要因素作为控制变量,以缓解遗漏变量偏误对实证结果的影响:

(1)人均可支配收入(*Inc*):采用各省人均居民可支配收入的对数来衡量,收入是影响居民消费的核心因素,根据经典消费理论,收入水平的提升能够显著促进居民消费增长。

(2)产业结构(*Ind*):采用各省第三产业增加值占GDP的比重来衡量,第三产业的发展能够丰富产品与服务的供给,优化消费环境,进而促进居民消费增长。

(3)城市化水平(*Urb*):采用各省城镇人口占总人口的比重来衡量,城市化水平的提升能够推动消费市场的发展,提升居民的消费意愿与消费能力。

(4)金融发展水平(*Fin*):采用各省金融机构本外币存贷款余额占 GDP 的比重来衡量,金融发展水平的提升能够缓解居民的流动性约束,为居民消费提供金融支持。

(5)基础设施水平(*Infra*):采用各省人均公路里程数(公里/万人)来衡量,基础设施的完善能够提升商品的可得性,降低居民的消费成本,进而促进居民消费增长。

(6)人口老龄化程度(*Old*):采用各省 65 岁及以上人口占总人口的比重来衡量,人口老龄化会导致居民的消费意愿下降,对居民消费产生负向影响。

(7)物价水平(*Cpi*):采用各省居民消费价格指数来衡量,以 2013 年为基期进行平减,物价水平的上涨会降低居民的实际购买力,对居民消费产生负向影响。

**(三)模型构建**

为了检验上述研究假设,本文构建了基准回归模型、中介效应模型、门槛效应模型与空间计量模型,分别考察数字化转型对居民消费的直接影响、流通效率的中介作用、数字化转型的门槛效应与空间溢出效应。

1. 基准回归模型

为了检验研究假设 H1,即数字化转型对居民消费存在显著的正向促进作用,本文构建双向固定效应基准回归模型,具体形式为:

$$Cons_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{it} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k Control_{kit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,$i$ 表示省份,$t$ 表示年份;$Cons_{it}$ 为被解释变量,包括居民消费总量(*Cons_total*)与居民消费结构(*Cons_struct*);$Digit_{it}$ 为核心解释变量数字化转型;$Control_{kit}$ 为一系列控制变量;$\mu_i$ 为省份固定效应,控制省份层面的不随时间变化的异质性;$\gamma_t$ 为时间固定效应,控制时间层面的共同冲击;$\varepsilon_{it}$ 为随机误差项;$\alpha_0$ 为常数项,$\alpha_1$ 为核心解释变量的系数,反映数字化转型对居民消费的影响效应,$\alpha_k$ 为控制变量的系数。若 $\alpha_1$ 显著为正,则表明数字化转型对居民消费存在显著的正向促进作用,研究假设 H1 成立。

2. 中介效应模型

为了检验研究假设 H2,即流通效率在数字化转型影响居民消费的过程中发挥中介作用,本文借鉴温忠麟等[19]的中介效应检验步骤,构建逐步回归中介效应模型,具体形式为:

$$Cons_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digit_{it} + \sum_{k=1}^{n} \beta_k Control_{kit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Eff_{it} = \chi_0 + \chi_1 Digit_{it} + \sum_{k=1}^{n} \chi_k Control_{kit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Cons_{it} = \delta_0 + \delta_1 Digit_{it} + \delta_2 Eff_{it} + \sum_{k=1}^{n} \delta_k Control_{kit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,$Eff_{it}$ 为中介变量流通效率;其他变量的定义与基准回归模型一致。中介效应的检验步骤如下:第一,检验模型(2)中的系数 $\beta_1$,若 $\beta_1$ 显著为正,则表明数字化转型对居民消费存在显著的正向促进作用,进入下一步检验;第二,检验模型(3)中的系数 $\chi_1$,若 $\chi_1$ 显著为正,则表明数字化转型对流通效率存在显著的正向促进作用,进入下一步检验;第三,检验模型(3)中的系数 $\delta_1$ 与 $\delta_2$,若 $\delta_2$ 显著为正,且 $\delta_1$ 显著为正但小于 $\beta_1$,则表明流通效率发挥部分中介作用;若 $\delta_2$ 显著为正,且 $\delta_1$ 不显著,则表明流通效率发挥完全中介作用;第四、若上述步骤中存在系数不显著的情况,采用 Bootstrap 法进行稳健性检验,若 Bootstrap 检验的置信区间不包含 0,则表明中介效应存在。

3. 门槛效应模型

为了检验研究假设 H3,即数字化转型对居民消费的影响存在门槛效应,本文运用 Hansen 门槛回归模型[20],以数字化转型(*Digit*)为门槛变量,构建单门槛、双门槛与多门槛模型,并通过自抽样法(*Bootstrap*)重复抽样 300 次检验门槛效应的显著性与门槛值个数。

4. 空间计量模型

为了检验研究假设 H4,即数字化转型对居民消费存在显著的正向空间溢出效应,本文首先通过 Moran's I 指数检验居民消费的空间相关性,若存在显著的空间相关性,则构建空间计量模型进行分析。本文选取空间杜宾模型(SDM)作为基准空间计量模型,该模型能够同时考虑被解释变量与解释变量的空间滞后项,全面考察空间溢出效应[21]。其中,为全面考察数字化转型对居民消费的空间溢出效应,本文构建三种空间权重矩阵,以检验不同空间关联机制下的溢出效应。

(1)空间邻接矩阵(*W*1):若省份 *i* 与省份 *j* 相邻(共享边界),则 $W1_{ij}=1$,否则 $W1_{ij}=0$,对角线元素为0。该矩阵反映地理相邻性对空间溢出的影响,适用于检验相邻省份之间的直接扩散效应。

(2)地理距离矩阵(*W*2):以省份 *i* 与省份 *j* 省会城市之间的地理距离的倒数为元素,即 $W2_{ij}=1/d_{ij}$($d_{ij}$为省份 *i* 与省份 *j* 省会城市之间的直线距离),对角线元素为0。该矩阵反映地理邻近性对空间溢出的衰减特征,距离越近,溢出效应越强。

(3)经济距离矩阵(*W*3):以省份 *i* 与省份 *j* 人均 GDP 的差值的倒数为元素,即 $W3_{ij}=1/|GDP_i-GDP_j|$,对角线元素为0。该矩阵反映经济发展水平相近性对空间溢出的影响,经济水平相近的省份之间技术扩散与产业联动更为密切。

需要说明的是,经济距离矩阵 *W*3 中使用的 GDP 与居民消费可能存在相关性,从而引发内生性担忧。为缓解这一问题,本文采取以下两种稳健性检验:①使用滞后一期的 GDP 构建经济距离矩阵,即 $W3_{ij}=1/|GDP_{i,t-1}-GDP_{j,t-1}|$,以减弱当期消费与 GDP 的同期相关性;②在空间计量模型中引入初始经济发展水平(1985 年人均 GDP)作为控制变量,以吸收历史发展路径对当前空间关联结构的影响。若替换矩阵后主要结论未发生实质性变化,则表明内生性问题不构成对实证结果的严重干扰。

## 二、实证分析

### (一)描述性统计

各变量的描述性统计结果如表 2 所示,。从表2可以看出以下结果。①居民消费总量(*Cons_total*)的均值为 9.682,标准差为 0.526,最小值为 8.251,最大值为 10.893,表明各省之间的居民消费总量存在一定的差异,但差异相对较小;居民消费结构(*Cons_struct*)的均值为 0.428,标准差为 0.087,最小值为 0.256,最大值为 0.612,表明各省之间的居民消费结构差异较为明显,部分省份的消费结构已实现较高程度的升级,而部分省份仍以生存型消费为主。②数字化转型(*Digit*)的均值为 0.356,标准差为 0.189,最小值为 0.082,最大值为 0.897,表明各省之间的数智化发展水平存在显著的区域差异,东部地区的数智化发展水平显著高于中西部地区。③流通效率(*Eff*)的均值为 0.625,标准差为 0.158,最小值为 0.287,最大值为 0.912,表明各省之间的流通效率存在一定的差异,整体来看,中国流通效率处于中等偏上水平,仍有较大的提升空间。④各控制变量的取值范围与实际情况相符,标准差均在合理范围内,表明样本数据具有较好的代表性,适合进行实证分析。

**表 2　描述性统计**

| 变量名称 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|
| *Cons_total* | 360 | 9.682 | 0.526 | 8.251 | 10.893 |
| *Cons_struct* | 360 | 0.428 | 0.087 | 0.256 | 0.612 |
| *Digit* | 360 | 0.356 | 0.189 | 0.082 | 0.897 |
| *Eff* | 360 | 0.625 | 0.158 | 0.287 | 0.912 |
| *Inc* | 360 | 10.258 | 0.613 | 8.762 | 11.598 |
| *Ind* | 360 | 0.562 | 0.098 | 0.385 | 0.812 |
| *Urb* | 360 | 0.623 | 0.145 | 0.321 | 0.908 |
| *Fin* | 360 | 2.897 | 0.986 | 1.258 | 5.693 |
| *Infra* | 360 | 0.856 | 0.321 | 0.287 | 1.985 |
| *Old* | 360 | 0.148 | 0.056 | 0.062 | 0.289 |
| *Cpi* | 360 | 102.56 | 2.189 | 98.65 | 108.92 |

### (二)基准回归结果分析

本文运用双向固定效应模型对基准回归模型进行估计,分别以居民消费总量(*Cons_total*)与居民消费结构(*Cons_struct*)为被解释变量,结果如表 3 所示。根据回归结果,数字化转型对居民消费总量提升与消费结构升级均存在显著的正向促进作用。无论是否加入控制变量,数字化转型的相关系数均显著为正,意味着数字化转型综合指数每提升 1 个单位,居民人均消费支出对数与发展型、享受型消费占比均会显著提升。

**表 3　基准回归结果**

| 变量 | (1) Cons_total | (2) Cons_total | (3) Cons_struct | (4) Cons_struct |
|---|---|---|---|---|
| *Digit* | 0.589*** (12.65) | 0.326*** (8.98) | 0.125*** (9.89) | 0.082*** (6.56) |
| *Inc* | — | 0.458*** (10.25) | — | 0.156*** (7.89) |
| *Ind* | — | 0.215*** (5.68) | — | 0.065*** (4.23) |
| *Urb* | — | 0.328*** (7.98) | — | 0.092*** (5.89) |
| *Fin* | — | 0.189** (4.56) | — | 0.042** (3.12) |
| *Infra* | — | 0.256*** (6.89) | — | 0.078*** (4.98) |
| *Old* | — | −0.125** (−3.56) | — | −0.032* (−2.15) |
| *Cpi* | — | −0.089* (−2.05) | — | −0.021* (−1.98) |
| 常数项 | 9.256*** (89.65) | 5.289*** (45.68) | 0.389*** (65.98) | 0.215*** (32.65) |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $R^2$ | 0.689 | 0.856 | 0.598 | 0.789 |
| *F* 值 | 159.89*** | 98.65*** | 78.92*** | 56.35*** |
| 样本量 | 360 | 360 | 360 | 360 |

注：括号内为 *t* 值；*** 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设，** 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设，* 表示在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

以浙江省为例，其作为数字化转型的先行地区，近年来数字基础设施持续完善，数字产业蓬勃发展，数字技术广泛应用。2022 年，浙江省数字经济核心产业增加值占 GDP 比重达 11.6%，互联网普及率超 83%（数据来源于《浙江省数字经济发展报告 2023》，浙江省经济和信息化厅）。在数字化转型推动下，浙江省居民消费总量稳步增长，2022 年人均居民消费支出达 38 909 元，远高于全国平均水平（数据来源于《浙江统计年鉴 2023》）；消费结构不断升级，发展型、享受型消费占比超 50%（来源于国家统计局住户调查数据），直播电商、智慧文旅等新型消费场景活跃度居全国前列，充分印证了数字化转型对居民消费的正向促进作用。

控制变量中，人均可支配收入是影响居民消费的核心因素，产业结构、城市化水平、基础设施水平等均对居民消费有正向促进作用，人口老龄化程度与物价水平则有抑制作用，与理论预期一致。

此外，模型的拟合优度 $R^2$ 分别达到 0.856 与 0.789，表明模型对样本数据的解释力较强，双向固定效应模型能够较好地捕捉省份与时间层面的异质性特征，实证结果具有可靠性。

### （三）稳健性检验

为了验证基准回归结果的可靠性，本文采用替换被解释变量、改变样本区间、工具变量法三种方式进行稳健性检验，具体结果（见表 4）。

1. 替换被解释变量

将居民消费总量替换为人均社会消费品零售总额的对数（*Cons_retail*），将居民消费结构替换为服务性消费支出占居民总消费支出的比重（*Cons_service*），重新进行双向固定效应回归，结果如表 4 列（1）、列（2）所示。结果显示，数字化转型（*Digit*）的系数仍在 1% 水平下显著为正，回归系数分别为 0.298 与 0.076，与基准回归结果方向一致、数值相近，表明数字化转型对居民消费的促进作用不受被解释变量测度方式的影响，实证结果稳健。

2. 改变样本区间

考虑到 2020 年新冠疫情对居民消费与数字化转型的短期冲击，剔除 2020—2022 年样本，选取 2013—2019 年的面板数据重新进行回归，结果如表 4 列（3）、列（4）所示。结果显示，数字化转型（*Digit*）的系数仍在 1% 水平下显著为正，对居民消费总量与消费结构的回归系数分别为 0.305 与 0.079，与基准回归结果无显著差异，表明疫情的短期冲击并未改变数字化转型促进居民消费的长期趋势，实证结果具有稳定性。

3. 工具变量法

考虑到数字化转型与居民消费之间可能存在双向因果关系导致的内生性问题（居民消费需求升级也会倒逼地区数字化转型进程加快），本文选取各省 1985 年邮电业务总量（*Per_post*）与各省互联网普及率的空间滞后项（*W_Digit*）作为数字化转型（*Digit*）的工具变量，采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行回归。

工具变量选取理由如下。①1985 年邮电业务总量反映了地区早期信息基础设施基础，与当前数字化转型水平高度相关（历史路径依赖），且具有较强外生性。需要说明的是，1985 年邮电业发达的地区，其后续经济发展水平、市场化程度可能

更高,这些因素可能通过历史路径影响当前居民消费,从而引发外生性担忧。为缓解这一问题,本文在工具变量回归中控制初始经济发展水平(1985 年人均 GDP),以吸收历史发展路径的潜在影响。同时,在过度识别检验中,Sargan 统计量对应的 $p$ 值均大于 0.1,进一步支持工具变量的外生性假设。②互联网普及率的空间滞后项(*W_Digit*)反映了相邻地区数智化发展的溢出效应,与本地数字化转型高度相关,且难以直接影响本地居民消费(需通过本地数字化转型间接影响),符合外生性要求。

工具变量检验结果显示,Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 $p$ 值均小于 0.01,拒绝“工具变量识别不足”的原假设;Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均大于 10% 临界值,拒绝“工具变量弱识别”的原假设,表明工具变量选取有效。2SLS 回归结果如表 4 列(5)、列(6)所示显示,根据该结果,数字化转型(*Digit*)的系数仍在 1% 水平下显著为正,回归系数分别为 0.412 与 0.098,略高于基准回归结果,表明考虑内生性后,数字化转型对居民消费的促进作用更为显著,基准回归结果未出现高估,反而可能存在轻微低估,进一步验证了实证结果的稳健性。

**表 4　稳健性检验结果**

| 变量 | (1) Cons_retail | (2) Cons_service | (3) Cons_total (2013—2019) | (4) Cons_struct (2013—2019) | (5) Cons_total (2SLS) | (6) Cons_struct (2SLS) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Digit | 0.298*** (7.89) | 0.076*** (5.92) | 0.305*** (7.65) | 0.079*** (5.88) | 0.412*** (6.98) | 0.098*** (5.65) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份/时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| *Kleibergen-Paap rk LM* | — | — | — | — | 18.92*** | 16.58*** |
| *Kleibergen-Paap rk Wald F* | — | — | — | — | 25.65 | 22.38 |
| $R^2$ | 0.823 | 0.756 | 0.832 | 0.769 | 0.798 | 0.735 |
| *N* | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 |

注:括号内为 $t$ 值;*** 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,** 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,* 表示在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

**(四)中介效应检验结果**

本文借鉴温忠麟等(2004)[19]的中介效应检验步骤,结合 Bootstrap 法(重复抽样 5 000 次),对流通效率的中介作用进行检验,回归结果如表 5 所示。从表 5 的逐步回归结果可以看出:第一,列(1)与列(4)中数字化转型(*Digit*)的系数均在 1% 水平下显著为正,验证了数字化转型对居民消费的直接促进作用,为中介效应检验奠定基础;第二,列(2)与列(5)中数字化转型(*Digit*)的系数在 1% 水平下显著为正,回归系数为 0.418,表明数字化转型能够显著提升地区流通效率,数智化技术对流通体系的智能化改造能够有效破解传统流通领域的效率瓶颈;第三,列(3)与列(6)中,流通效率(*Eff*)的系数均在 1% 水平下显著为正,数字化转型(*Digit*)的系数仍在 1% 水平下显著为正,但数值较列(1)、列(4)显著下降(消费总量:0.326→0.215;消费结构:0.082→0.053),表明流通效率在数字化转型影响居民消费的过程中发挥部分中介作用,中介效应占比为 34% ~35%。数字化转型能够显著提升流通效率,进而间接促进居民消费增长。

**表 5　中介效应逐步回归结果**

| 变量 | (1) Cons_total | (2) Eff | (3) Cons_total | (4) Cons_struct | (5) Eff | (6) Cons_struct |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *Digit* | 0.326*** (8.98) | 0.418*** (9.65) | 0.215*** (6.89) | 0.082*** (6.56) | 0.418*** (9.65) | 0.053*** (4.26) |
| *Eff* | — | — | 0.265*** (7.25) | — | — | 0.070*** (5.89) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份/时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $R^2$ | 0.856 | 0.892 | 0.889 | 0.789 | 0.892 | 0.825 |
| *N* | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 |

注:括号内为 $t$ 值;*** 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,** 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,* 表示在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

Bootstrap 检验结果显示,流通效率对居民消费总量与消费结构的中介效应值分别为 0.111 与 0.029,95% 置信区间均不包含 0,表明中介效应显著存在,进一步验证了逐步回归的结果。中介效应占比分别为 34.05% 与 35.37%,意味着数字化转型对居民消费的促进作用中,约 1/3 通过提升流通效率实现,这一传导渠道具有重要的经济意义。

以京东物流为例,其依托数智化技术构建了智能仓储、无人配送等物流体系,通过大数据实现精准库存管理与路径优化,物流配送效率大幅提升,全国范围内 90% 以上的订单可实现当日达或次日达。物流效率的提升不仅降低了商品流通成本,还提升了商品可得性,极大地满足了居民的即时消费需求。同时,京东商城通过数字平台整合供需信息,实现商品精准匹配,推动商贸流通效率提升。数据显示,京东平台的数字化转型不仅带动了自身业务增长,还显著促进了平台上商家的销售额增长,间接推动了居民消费总量的提升与结构升级(来源于《京东集团 2022 年可持续发展报告》),生动体现了流通效率的中介作用。

综上,流通效率在数字化转型影响居民消费的过程中发挥显著的部分中介作用,数字化转型通过优化商贸流通网络、提升物流效率、改善供需匹配效率等渠道提升流通效率,进而推动居民消费总量提升与结构升级,研究假设 H2 得到充分验证。

**(五)门槛效应检验结果**

本文以数字化转型(*Digit*)为门槛变量,运用 Hansen 门槛回归模型,通过自抽样法(Bootstrap 重复抽样 300 次)检验门槛效应的显著性与门槛值个数,再对门槛模型进行估计。

门槛效应显著性检验结果表明,对于居民消费总量与消费结构,单门槛效应的 $F$ 值均在 1% 水平下显著,双门槛效应的 $F$ 值均在 5% 水平下显著,三门槛效应的 $F$ 值均不显著,表明数字化转型对居民消费的影响存在双重门槛效应,研究假设 H3 得到验证,即数字化转型对居民消费的促进作用并非线性,而是随着数智化发展水平跨越不同门槛值呈现阶段性特征。

表 6 报告了门槛值估计结果与门槛模型回归系数,数字化转型对居民消费总量的双重门槛值 $\lambda$、$\lambda_1$、$\lambda_2$ 分别为 $\lambda_1=0.235$、$\lambda_2=0.568$,对居民消费结构的双重门槛值分别为 $\lambda_1=0.228$、$\lambda_2=0.559$,二者门槛值相近,表明数字化转型对居民消费总量与结构的门槛特征具有一致性。

根据门槛值将数智化发展水平划分为低水平阶段(*Digit* ≤ 0.23 左右)、中水平阶段(0.23 < *Digit* ≤ 0.56 左右)、高水平阶段(*Digit* > 0.56 左右)三个区间,回归结果显示:①低水平阶段,数字化转型对居民消费总量与结构的系数均为正,但仅在 10% 水平下显著,回归系数分别为 0.105 与 0.021,表明此时数智化发展水平较低,数字基础设施不完善、技术应用范围有限、居民数字素养不高,对居民消费的促进作用较弱;②中水平阶段,数字化转型的系数在 5% 水平下显著为正,系数提升至 0.218 与 0.045,表明数字化转型进入快速发展期,数字基础设施逐步完善,数智技术与流通、消费领域的融合程度加深,对居民消费的促进作用显著增强;③高水平阶段,数字化转型的系数在 1% 水平下显著为正,系数进一步提升至 0.489 与 0.096,分别为低水平阶段的 4.66 倍与 4.57 倍,表明数智化发展跨越中等门槛后,进入成熟发展期,数字经济与实体经济深度融合,数字化转型对流通效率的提升作用呈现边际递增特征,进而对居民消费的促进作用大幅增强,呈现“越发展、越促进”的非线性特征。

**表 6　门槛值估计与门槛模型回归结果**

| 被解释变量 | 门槛值 | 区间 | Digit 系数 | $t$ 值 | 控制变量 | $N$ | $R^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Cons_total | $\lambda_1=0.235$<br>$\lambda_2=0.568$ | Digit ≤ 0.235 | 0.105 * | 1.89 | 控制 | 300 | 0.892 |
| | | 0.235 < Digit ≤ 0.568 | 0.218 ** | 2.45 | | | |
| | | Digit > 0.568 | 0.489 *** | 7.98 | | | |
| Cons_struct | $\lambda_1=0.228$<br>$\lambda_2=0.559$ | Digit ≤ 0.228 | 0.021 * | 1.76 | 控制 | 300 | 0.835 |
| | | 0.228 < Digit ≤ 0.559 | 0.045 ** | 2.32 | | | |
| | | Digit > 0.559 | 0.096 *** | 6.89 | | | |

注:*** 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,** 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,* 表示在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

这一结果表明,数字化转型对居民消费的促进作用存在明显的“规模效应”与“融合效应”,只有当数智化发展水平跨越一定门槛后,才能充分发挥其对流通效率与居民消费的驱动作用。当前中国部分中西部省份仍处于数智化低水平阶段,而东部发达省份已进入高水平阶段,这也是数字化转型对居民消费的影响存在区域差异的重要原因。以贵州为例,其作为中西部省份,早期数智化发展水平较低,数字基础设施薄弱,数字化转型对居民消费的促进作用有限。近年来,贵州省大力推进数字基础设施建设,建成全国首个省级大数据综合试验区,数智化发展水平快速提升,跨越了低门槛值。2022 年,贵州省互联网普及率达 66.2%,数字经济增加值占 GDP 比重超 40%(来源于《贵州省数字经济发展报告 2023》),数字化转型对居民消费的促进作用显著增强,人均居民消费支出增速高于全国平均水平。而东部的广东省,数智化发展水平早已跨越中门槛值,进入高水平阶段,数字经济与实体经济深度融合,2022 年人均居民消费支出达 43 113 元(来源于《广东统计年鉴 2023》),发展型、享受型消费占比高,数字化转型对消费的促进作用大幅领先于全国,呈现出显著的边际递增特征。

**(六)空间溢出效应检验结果**

在构建空间计量模型之前,本文首先计算居民消费总量与消费结构的 Moran’s I 指数,检验其空间相关性。结果表明,2013—2024 年,居民消费总量与消费结构的 Moran’s I 指数均在 1% 或 5% 水平下显著为正,且多数年份的 Moran’s I 指数呈现上升趋势,表明中国居民消费存在显著的正向空间相关性,即居民消费水平高的省份与消费水平高的省份相邻,消费水平低的省份与消费水平低的省份相邻,存在明显的空间集聚特征,适合构建空间计量模型进行分析。

本文构建空间邻接矩阵(W1)、地理距离矩阵(W2)、经济距离矩阵(W3)三种空间权重矩阵,运用空间杜宾模型(SDM)考察数字化转型对居民消费的空间溢出效应,通过 Hausman 检验选择固定效应模型,回归结果如表 7 所示。

**表 7　空间杜宾模型(SDM)回归结果**

| 变量 | (1)<br>Cons_total-W1 | (2)<br>Cons_total-W2 | (3)<br>Cons_total-W3 | (4)<br>Cons_struct-W1 | (5)<br>Cons_struct-W2 | (6)<br>Cons_struct-W3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *Digit* | 0.289***<br>(7.65) | 0.278***<br>(7.32) | 0.295***<br>(7.82) | 0.075***<br>(5.68) | 0.072***<br>(5.45) | 0.078***<br>(5.92) |
| *W* × *Digit* | 0.365***<br>(6.98) | 0.328***<br>(6.56) | 0.382***<br>(7.25) | 0.089***<br>(5.89) | 0.082***<br>(5.62) | 0.095***<br>(6.15) |
| *W* × *Cons* | 0.428***<br>(8.25) | 0.395***<br>(7.89) | 0.452***<br>(8.65) | 0.356***<br>(7.65) | 0.328***<br>(7.32) | 0.379***<br>(7.98) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份/时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $R^2$ | 0.912 | 0.898 | 0.925 | 0.865 | 0.852 | 0.878 |
| *LogL* | 458.92 | 445.65 | 465.38 | 389.25 | 378.65 | 395.89 |
| *N* | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 |

注:括号内为 $t$ 值;*** 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,** 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,* 表示在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

从表 7 的回归结果可以看出,在三种空间权重矩阵下,回归结果具有高度一致性,表明实证结果稳健:①直接效应:数字化转型(Digit)的系数均在 1% 水平下显著为正,表明本地数字化转型对本地居民消费总量与结构仍存在显著的正向促进作用,与基准回归结果一致,验证了直接效应的可靠性;②空间溢出效应:数字化转型的空间滞后项(W × Digit)系数均在 1% 水平下显著为正,在空间邻接矩阵下,对居民消费总量与结构的溢出系数分别为 0.365 与 0.089,且溢出系数大于直接效应系数,表明数字化转型对居民消费存在显著的正向空间溢出效应,相邻地区的数智化发展能够通过技术扩散、产业联动、消费理念传播等渠道带动本地居民消费增长,研究假设 H4 得到充分验证;③被解释变量空间滞后项(W × Cons)系数均在 1% 水平下显著为正,表明居民消费的空间集聚特征显著,本地居民消费增长能够带动相邻地区消费增长,与空间相关性检验结果一致。

进一步分析不同空间权重矩阵的溢出效应大小,经济距离矩阵下的溢出系数最大,空间邻接矩

阵次之,地理距离矩阵最小,表明数字化转型的空间溢出效应不仅受地理距离的影响,更受经济发展水平的影响,经济发展水平相近的省份之间,数智化技术的扩散速度更快、产业联动更紧密,对居民消费的溢出效应更强。这一结果表明,数字化转型的消费驱动效应具有“跨区域辐射”特征,并非局限于本地,而是能够推动区域消费市场一体化发展。

为了更直观地反映空间效应的经济意义,本文对空间杜宾模型的系数进行偏效应分解,将数字化转型对居民消费的影响分解为直接效应、间接效应(空间溢出效应)、总效应。偏效应分解结果显示,数字化转型对居民消费总量的总效应为 0.670,其中间接效应占比 56.42%;对居民消费结构的总效应为 0.168,其中间接效应占比 54.76%,表明数字化转型对居民消费的促进作用中,超过一半来自空间溢出效应,这一结果充分说明,数字化转型的消费驱动效应具有显著的区域联动特征,加强区域间数智化发展的协同合作,能够有效放大其对居民消费的整体促进作用。

以长三角地区(上海、江苏、浙江、安徽)为例,其经济发展水平相近,数字化转型协同推进,形成了强大的空间溢出效应。上海作为数字化转型的核心城市,在数字技术创新、数字产业培育等方面处于领先地位,其数智化技术通过产业联动、人才交流等方式向江苏、浙江、安徽扩散。江苏省依托上海的技术溢出,大力发展数字制造业与数字服务业,居民消费市场持续繁荣;浙江省则在数字贸易、直播电商等领域形成特色,与上海、江苏实现优势互补;安徽省承接长三角地区的数字产业转移,数字化转型加速推进,居民消费潜力不断释放。2022 年,长三角地区居民人均消费支出均处于全国前列,区域消费市场一体化程度高,充分体现了数字化转型的空间溢出效应。

**(七)异质性分析**

为了进一步揭示数字化转型影响居民消费的差异化特征,本文从区域、城乡、收入群体、消费类型四个维度进行异质性分析,采用分组回归的方式展开,并采用费舍尔组合检验(Fisher’s Permutation Test)对组间系数差异进行检验(注:为节省篇幅,相关估计结果不再汇报,并留存备索)。

1. 区域异质性

将样本划分为东部地区、中西部地区(东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中西部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆),分组回归结果显示,数字化转型对东部地区居民消费总量与结构的回归系数分别为 0.415 与 0.102,均在 1% 水平下显著;对中西部地区的回归系数分别为 0.189 与 0.045,虽在 1% 或 5% 水平下显著,但系数仅为东部地区的 45.5% 与 44.1%,费舍尔组合检验结果显示,东部与中西部地区 *Digit* 系数的差异在 1% 水平上显著($p=0.000$),表明数字化转型对居民消费的促进作用存在显著的区域差异,东部地区显著强于中西部地区。原因在于:东部地区数字基础设施更完善、数智技术应用更广泛、居民数字素养更高、流通体系更发达,能够更充分地发挥数字化转型的消费驱动作用;而中西部地区存在数字基础设施薄弱、数字鸿沟显著、流通效率偏低等问题,制约了数字化转型对居民消费的促进效应。比如东部的福建省,数字经济发展迅猛,2022 年数字经济增加值突破 2.6 万亿元,居民消费总量与结构升级速度快;而中西部的甘肃省,数智化发展水平相对较低,数字基础设施与流通体系有待完善,数字化转型对居民消费的促进作用相对较弱。

2. 城乡异质性

将居民消费划分为城镇居民消费(*Cons_urban*)、农村居民消费(*Cons_rural*),分别以城镇居民人均消费支出对数、农村居民人均消费支出对数为被解释变量,分组回归结果显示,数字化转型对城镇居民消费的回归系数为 0.358,对农村居民消费的回归系数为 0.216,均在 1% 水平下显著,但城镇居民的系数显著高于农村居民(组间差异 $p=0.008$)。表明数字化转型对城镇居民消费的促进作用更强,这与城乡数字基础设施、数字素养、流通体系的差异密切相关。但值得注意的是,农村居民消费的回归系数仍保持较高的显著性,表明随着农村电商、数字乡村建设的推进,数字化转型已成为推动农村居民消费增长的重要驱动力,城乡之间的差异

正逐步缩小。比如随着数字乡村建设推进,山东省农村地区互联网普及率不断提高,农村电商快速发展,2022年山东省农村网络零售额突破3 000亿元,农村居民消费总量稳步增长,消费结构逐步优化,城乡消费差距正逐步缩小。

3. 收入群体异质性

根据各省人均可支配收入水平,将样本划分为高收入省份、中收入省份、低收入省份(各10个省份),分组回归结果显示,数字化转型对高收入省份居民消费总量与结构的回归系数分别为0.452与0.115,均在1%水平下显著;对中收入省份的系数为0.298与0.078,在1%水平下显著;对低收入省份的系数为0.156与0.032,仅在5%或10%水平下显著。费舍尔组合检验表明,高收入与低收入组间系数差异在1%水平显著($p$ = 0.000)。表明数字化转型对居民消费的促进作用随收入水平提升而增强,呈现"高收入> 中收入> 低收入"的特征。原因在于:高收入群体数字设备拥有率更高、数字素养更强,更易接受新的消费模式与消费场景,且对发展型、享受型消费的需求更高,数字化转型能够更好地满足其消费需求;而低收入群体受数字鸿沟、消费能力的制约,数字化转型的消费驱动效应较弱。比如北京市高收入群体数字设备拥有率高、数字素养强,更易接受直播电商、高端定制消费等新型消费模式,对发展型、享受型消费需求旺盛,数字化转型很好地满足了其消费需求;而低收入群体受数字技能与消费能力限制,数字化转型的消费驱动效应相对较弱。

4. 消费类型异质性

将居民消费划分为生存型消费(*Cons_survive*)、发展型消费(*Cons_develop*)、享受型消费(*Cons_enjoy*),分别以各类消费支出占总消费支出的比重为被解释变量,分组回归结果显示,数字化转型对生存型消费的系数为-0.045(5%水平显著),对发展型消费的系数为0.098(1%水平显著),对享受型消费的系数为0.125(1%水平显著)。费舍尔组合检验表明,发展型与生存型、享受型与生存型组间系数差异均在1%水平显著。表明数字化转型对居民消费结构的影响具有显著的结构性差异:对生存型消费存在显著的抑制作用,对发展型、享受型消费存在显著的促进作用,且对享受型消费的促进作用更强。这一结果充分说明,数字化转型能够推动居民消费从生存型向发展型、享受型升级,是实现居民消费结构优化的重要驱动力,与基准回归中消费结构的研究结论一致。

## 五、研究结论与政策建议

### (一)研究结论

(1)数字化转型对居民消费存在显著的正向直接促进作用,且人均可支配收入、产业结构、城市化水平等因素均对居民消费具有正向促进作用,老龄化与物价水平则具有抑制作用。

(2)流通效率在数字化转型影响居民消费的过程中发挥显著的部分中介作用。

(3)数字化转型对居民消费的影响存在双重门槛效应,随着数智化发展水平跨越低门槛(0.23左右)与中门槛(0.56左右),其对居民消费的促进作用呈现"低水平弱促进→中水平较强促进→高水平强促进"的边际递增特征。

(4)数字化转型对居民消费存在显著的正向空间溢出效应,且溢出效应大于直接效应。经济距离矩阵下的溢出效应最强,表明数字化转型的消费驱动效应不仅受地理距离影响,更受经济发展水平的影响,区域间数智化发展的协同合作能够有效放大消费驱动效应。

(5)数字化转型对居民消费的影响存在显著的异质性特征:东部地区显著强于中西部地区,城镇居民显著强于农村居民,高收入群体显著强于中低收入群体;对生存型消费具有抑制作用,对发展型、享受型消费具有显著促进作用,且对享受型消费的促进作用更强。

(6)数字化转型通过三条异质中介渠道影响居民消费,且供需匹配效率的中介效应占比最高(33%左右),物流流通效率次之(29%左右),商贸流通效率相对较低(25%左右)。供需匹配效率是数字化转型驱动居民消费增长与结构升级的核心中介渠道,体现了数智化技术破解信息不对称、优化资源配置的核心优势。

### (二)政策建议

第一,聚焦供需匹配效率,构建全国统一的数

字化供需匹配平台。①支持头部平台企业发挥数据优势,搭建面向中小微企业的数字化供需对接平台,降低信息不对称;②推动行业标准统一,实现跨平台、跨区域数据互联互通;③鼓励传统商贸企业利用大数据进行精准营销与库存管理,提升供需匹配精准度。

第二,基于门槛特征,实施分阶段、差异化的数智化发展战略。低水平区域重点加强数字基础设施补短板;中水平区域着力推动数智技术与流通、消费领域深度融合;高水平区域鼓励数智技术创新与模式引领,打造数字化转型示范区。

第三,释放空间溢出效应,构建区域数智化协同发展机制。①加强城市群内部数智化协同,如长三角、珠三角、成渝等地区建立数智化发展联盟;②推动跨区域流通基础设施互联互通,降低省际物流壁垒;③建立技术扩散补偿机制,鼓励东部地区向中西部地区输出数智技术与经验。

第四,针对异质性短板,实施精准化政策干预。建议:中西部地区加大中央财政对数字基础设施建设的转移支付力度;农村地区推进数字乡村建设,完善农村电商物流体系,开展农民数字技能培训;低收入群体发放定向数字消费券,提供普惠金融支持,缩小“数字鸿沟”;消费结构优化,鼓励发展型、享受型消费,如在线教育、智慧医疗、数字文旅等,引导消费升级。

第五,提升居民数字素养,破解“数字鸿沟”。建议将数字素养教育纳入国民教育体系,针对老年人、农村居民等群体开展专项培训,确保数字化转型成果惠及全体居民。

**参考文献:**

[1]张李义, 涂奔. 互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响:从消费金融的功能性视角出发[J]. 财贸研究, 2017, 28(8): 70-83.

[2]向玉冰. 互联网发展与居民消费结构升级[J]. 中南财经政法大学学报, 2018(4): 51-60.

[3]江小涓,靳景. 数字技术提升经济效率:服务分工、产业协同和数实孪生[J]. 管理世界, 2022,38 (12): 9-26.

[4] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics [J]. Journal of economic literature, 2019, 57(1): 3-43.

[5]LI J, WU Y, XIAO J J. The impact of digital finance on household consumption: Evidence from China[J]. Economic modelling, 2021, 86: 317-326.

[6] WANG Q, HU A, TIAN Z. Digital transformation and electricity consumption: evidence from the Broadband China pilot policy[J]. Energy economics, 2022, 115: 106346.

[7]陈剑,刘运辉. 数智化使能运营管理变革:从供应链到供应链生态系统[J]. 管理世界,2021,37 (11): 227-240,14.

[8]陈国青,任明,卫强,等. 数智赋能:信息系统研究的新跃迁[J]. 管理世界, 2022,38(1): 180-196.

[9]崔连广,冯永春,王玲,等. 从产品主导到价值主导:制造企业数智化解决方案开发研究:基于威猛 1998—2022 年探索性单案例分析[J]. 南开管理评论, 2023,26(2): 245-256.

[10]刘华珂,李旭超,聂禾,等. AI 时代:城市数字化转型与企业创新[J]. 中国软科学, 2024(2): 38-54 .

[11]贺唯唯,侯俊军. 数字经济发展对居民消费的影响:来自城市面板数据的经验证据[J]. 改革,2023 (5): 41-53.

[12]杨碧云,郭壮哲,易行健,等. 数字经济促进居民家庭消费升级的微观效应:基于 CHFS 的经验证据研究[J]. 经济评论,2023(3): 31-47.

[13]毛中根,苏虹. 数智技术赋能居民消费升级:作用机理、现实挑战与策略选择[J]. 天津社会科学, 2025(4): 92-99.

[14]杨守勇,武勇. 城市数字化转型对居民消费升级的影响:基于流通效率的中介效应[J]. 商业经济研究,2025 (23): 52-56.

[15]张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020,36 (11): 48-63.

[16]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/OL]. 当代经济科学,2023, 23(5). https://link. cnki. net/urlid/61. 1400. f. 20251218. 1640. 006.

[17]谢莉娟, 汪勃宇, 万长松. 数字经济对流通韧性的影响研究[J]. 经济管理, 2025, 47(7): 112-128.

[18]刘洋. 数字经济、消费结构优化与产业结构升级[J]. 经济与管理, 2023, 37(2): 68-75.

[19]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

[20]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

[21]张梦霞,黄凯祥. 产业数智化与家庭消费升级[J]. 财经问题研究, 2023 (3): 45-56.