

【数字经济】

数字经济对我国居民消费结构影响的再审视： 数字产业化视角

潘癸邑 陈闻君

摘要：数字产业化部门供给的多元化应用重塑了居民消费模式与消费内容，其对我国居民消费结构的影响及作用机制有待进一步研究。本文构建多部门一般均衡模型，从理论层面分析数字产业化发展对居民消费结构的影响，并采用2013—2023年我国31个省区市的面板数据进行实证检验。研究发现，数字产业化发展在一定程度上阻碍了居民消费结构升级，其作用机制是数字产业化催生的海量线上应用，对传统消费模式和内容形成了替代效应，进而导致居民各类消费支出结构重塑。进一步研究发现，数字产业化发展对居民消费的影响并非完全消极，其在激发居民消费潜力方面具有显著正向作用。针对上述研究结论，本文提出了重构契合我国国情的消费类型划分体系、提高线上教育文化娱乐等应用付费率、推动数字产业化部门跨界深度融合，以及丰富多元化数字消费场景等对策建议。

关键词：数字经济；数字产业化；居民消费结构；居民消费潜力；消费升级

作者简介：潘癸邑，内江师范学院讲师（内江 641100），新疆财经大学博士研究生（乌鲁木齐 830012）；陈闻君（通讯作者），新疆财经大学教授、博士生导师（乌鲁木齐 830012）

基金项目：新疆财经大学研究生科研创新项目“居民消费结构升级对全要素生产率的影响及机制研究”（XJUFE2024B011）；内江市哲学社会科学规划项目“内江市数农融合发展评价及提升路径研究”（NJ2025YB101）

DOI 编码：10.19941/j.cnki.CN31-1957/F.2026.01.005

消费是国民经济的重要组成部分，是社会再生产的重要环节。2000—2023年，我国消费市场规模迅速扩大，居民消费总支出由4.69万亿元增长至49.32万亿元^①，累计增长约952.5%，消费市场规模位列全球第二。然而，消费支出占国内生产总值的比重，即居民消费率却仍有较大提升空间。从静态时点来看，2022年英国、法国和德国的居民消费率分别为62.9%、53.8%和51.2%，2021年美国和日本的居民消费率分别为68.2%和53.5%，而2023年我国的居民消费率仅为39.2%，与发达国家相比还有一定差距；从动

^① 数据来源：本小节国内消费数据来源于国家统计局，国外消费数据来源于《国际统计年鉴（2023）》，美国和日本2022年数据缺失；数字经济规模和全国网络零售额数据来源于中国信息通信研究院发布的《全球数字经济白皮书（2023年）》和《中国数字经济发展研究报告（2024年）》。

态时序来看,2000年我国居民消费率为47.0%,随后呈逐年下降趋势。居民消费率偏低,且存在下降趋势,引发了学界关于我国居民消费是升级还是降级的探讨^①。

当今世界正经历百年未有之大变局,我国以往“两头在外”的发展模式面临重大挑战。为此,习近平总书记在2020年中央财经委员会第七次会议上提出,要“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”^②。此后,2024年中央经济工作会议指出,要“大力提振消费、提高投资效益,全方位扩大国内需求”^③,以缓解我国面临的“内需不足”问题。由此可见,如何充分释放居民消费潜力,是我国长期以来经济发展的重要课题,在近年经济全球化遭遇逆风的背景下,这一问题的解决尤为迫切。释放居民消费潜力,最终体现为居民消费规模的扩大。然而,在消费总量提升过程中,居民对各类型产品和服务的需求收入弹性^④、自价格弹性和交叉价格弹性^⑤存在差异。因此,研究如何推动居民消费内容从生存型向发展型、享受型转变,推动居民消费结构升级,进而带动消费总量提升,具有重要现实意义。

随着数字技术的快速发展,数实深度融合已成为经济增长新动能。在生产领域,2022年我国数字经济规模达50.2万亿元,位居全球第二。在消费领域,全国网络零售额达15.4万亿元,连续十一年位居世界首位。在此背景下,2023年我国恩格尔系数为29.8%,而2021年美国和日本恩格尔系数分别为8.5%、19.0%,2022年英国、法国和德国恩格尔系数分别为11.4%、17.0%和14.7%^⑥。不仅如此,2023年我国教育文化娱乐消费支出占比为10.8%,而2021年美国和日本休闲、文化和教育^⑦支出占比分别为23.2%和30.3%,2022年英国、法国和德国休闲、文化和教育支出占比分别为31.5%、30.8%和31.5%。由此引出本研究所要探讨的核心问题:我国数字经济发展能否促进居民消费结构升级?若答案是肯定的,为何我国数字经济相关指标位居全球前列,但恩格尔系数仍相对较高,且教育文化娱乐支出占比明显低于发达国家?

① 李晓嘉:《“消费降级”缘何出现——“消费降级”是更为理性、实惠的消费方式》,《人民论坛》2018年第19期,第68—70页;刘哲希、陈彦斌:《消费疲软之谜与扩大消费之策》,《财经问题研究》2018年第11期,第3—12页;石明明、江舟、周小焱:《消费升级还是消费降级》,《中国工业经济》2019年第7期,第42—60页。

② 习近平:《国家中长期经济社会发展战略若干重大问题》,《求是》2020年第21期,第4—10页。

③ 《中央经济工作会议在北京举行 习近平发表重要讲话》,中国政府网2024年12月12日, https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202412/content_6992258.htm。

④ Park S, “Transitional Dynamics of Structural Changes”, in *Seoul Journal of Economics*, 1998, Vol.11, No.1, pp.75—100.

⑤ Deaton A, Muellbauer J, “An Almost Ideal Demand System”, in *American Economic Review*, 1980, Vol.70, No.3, pp.312—326.

⑥ 为保证国内外恩格尔系数具有可比性,本研究恩格尔系数采用食品、非酒精饮料、酒精饮料、烟草和麻醉品消费占比表示。

⑦ 《国际统计年鉴》中支出类别为“休闲与文化”和“教育”。

已有学者关注到数字经济与居民消费结构的关系^①，但聚焦数字产业化的文献较少。按照国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，数字产业化是数字经济的核心产业，为产业数字化发展提供数字技术、产品、服务、基础设施和解决方案，同时涵盖完全依赖数字技术、数据要素的各类经济活动。数字产业化部门直接为居民提供各类互联网产品和服务，深度融入居民日常生活。层出不穷的网络应用，如长短视频、在线音乐、在线教育、在线文学等极大丰富了居民可选消费内容，电子商务、线上外卖、网约车、在线旅游预订等互联网平台深刻改变了居民消费方式。与此同时，丰富的线上消费具备价格低、便利性强和种类多等优势，可能对线下消费产生替代效应，进而影响居民各类支出的结构，最终作用于居民消费结构。综上所述，本研究聚焦数字产业化，探究数字经济对居民消费结构的影响，并尝试解释我国恩格尔系数居高不下、教育文化娱乐支出占比偏低等问题。

一、文献综述

国外研究普遍认为，居民消费是收入和价格的函数，当弹性差异导致收入和价格变动时，居民消费结构会相应发生变化。1857年，恩格尔在《萨克森邦的生产与消费》中提出，随着收入的增长，居民食品消费支出占比下降，这一比例即“恩格尔系数”。Geary最早提出了非位似偏好效用函数形式^②，Stone对非位似偏好进行了实证检验^③。Lluch将消费设定为关于收入和价格的函数，采用边际消费倾向替代支出份额，提出了扩展的线性支付系统（Extended Linear Expenditure System, ELES）模型^④。Deaton和Muellbauer提出了几乎理想需求系统（Almost Ideal Demand System, AIDS）模型，使用该模型可在既定效用和价格约束下求得希克斯（Hicksian）需求^⑤。Banks等在AIDS模型中加入收入的二次项，提出了二次AIDS（QUAIDS）模型^⑥。Poi通过加入家庭特征变量，对QUAIDS模型进行了改进^⑦。目前，AIDS及其扩展模型已经成为分析居民消费结构的主流模型，国内学者石明明等和唐

① 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》，《经济评论》2023年第3期，第31—47页；姚健、周博文、臧旭恒：《数字经济如何影响居民消费升级——来自中国地级市的经验证据》，《南开经济研究》2024年第9期，第91—110页；马超、王玥琦：《数字金融对农村家庭幸福感的影响——基于健康和消费结构改善的视角》，《财经理论研究》2026年12月3日，第1—17页，<https://doi.org/10.13894/j.cnki.jfet.20251203.001>。

② Geary R C, “A Note on ‘A Constant-Utility Index of the Cost of Living’”, in *The Review of Economic Studies*, 1950, Vol.18, No.1, pp.65—66.

③ Stone R, “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand”, in *The Economic Journal*, 1954, Vol.64, No.255, pp.511—527.

④ Lluch C, “The Extended Linear Expenditure System”, in *European Economic Review*, 1973, Vol.4, No.1, pp.21—32.

⑤ Deaton A, Muellbauer J, “An Almost Ideal Demand System”, in *American Economic Review*, 1980, Vol.70, No.3, pp.312—326.

⑥ Banks J, Blundell R, Lewbel A, “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”, in *Review of Economics and Statistics*, 1997, Vol.79, No.4, pp.527—539.

⑦ Poi B P, *Three Essays in Applied Econometrics*, Ann Arbor: University of Michigan, 2002.

琦等分别使用 AIDS 和 QUAIDS 模型分析了我国居民消费结构的变化情况^①。

国内学者从多角度研究了我国居民消费结构变化的原因。人口方面，家庭人口数量的增多会增加农户的食品和衣着消费支出，减少教育文化娱乐消费支出^②；老年抚养比主要影响医疗保健和交通通信支出，少儿抚养比则主要影响食品支出^③。金融方面，金融发展可通过缓解流动性约束、分散金融风险、增加居民收入等路径，推动居民消费结构调整^④。城镇化方面，城镇化进程能够缩小城乡收入差距，促进教育、医疗等资源优化配置，带动农村居民消费结构逐步升级^⑤。

数字经济方面，现有研究普遍认为数字经济或数字技术对居民消费结构具有积极影响。王芳等认为，互联网应用可推动家庭消费结构升级^⑥；笪远瑶等认为，数字经济有助于提高发展型消费支出占比，但对基础型消费支出的影响不显著^⑦；纪园园等认为，数字经济对基础型消费和发展型消费均有促进作用^⑧；熊颖和郭守亭认为，数字经济对居民消费结构的影响呈现“倒 U”型特征^⑨。数字经济影响居民消费结构的机制包括：推动产业结构升级^⑩，提高居民收入，降低收入不确定性，缓解流动性约束和拓宽社会网络^⑪，以及提升人力资本水平^⑫等。此外，城乡数字鸿沟会对居民消费结构升级形成阻碍^⑬。

-
- ① 石明明、江舟、周小焱：《消费升级还是消费降级》，《中国工业经济》2019年第7期，第42—60页；唐琦、夏庆杰、李实：《中国城市居民家庭的消费结构分析：1995—2013》，《经济研究》2018年第2期，第35—49页。
 - ② 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》，《数量经济技术经济研究》2013年第9期，第89—105页。
 - ③ 蔡兴、刘淑兰：《人口结构变化对我国农村居民消费结构的影响——基于 LA/AIDS 拓展模型的实证分析》，《消费经济》2017年第6期，第56—61页。
 - ④ 任鑫、葛晶：《金融发展、收入结构与城镇居民消费结构》，《宏观经济研究》2019年第1期，第30—36+64页。
 - ⑤ 周蔓：《城镇化类型与农村居民消费结构关系研究》，《商业经济研究》2020年第2期，第54—57页。
 - ⑥ 王芳、侯静怡、牛方曲：《互联网使用对中国居民家庭消费结构的影响及其空间异质性》，《地理科学》2024年第8期，第1344—1354页。
 - ⑦ 笪远瑶、王珊珊、周京奎：《数字经济促进消费升级了吗》，《贵州财经大学学报》2022年第6期，第31—42页。
 - ⑧ 纪园园、张敏、王永水：《数字经济对居民消费的影响研究：基于微观调查数据的实证分析》，《社会科学》2024年第11期，第108—121+96页。
 - ⑨ 熊颖、郭守亭：《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》，《华中农业大学学报（社会科学版）》2023年第1期，第47—57页。
 - ⑩ 杨守德、吴娟：《数字经济赋能城市群消费升级的机制和路径研究》，《大连理工大学学报（社会科学版）》2024年第2期，第8—16页。
 - ⑪ 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》，《经济评论》2023年第3期，第31—47页。
 - ⑫ 姚健、周博文、臧旭恒：《数字经济如何影响居民消费升级——来自中国地级市的经验证据》，《南开经济研究》2024年第9期，第91—110页。
 - ⑬ 黄漫宇、窦雪萌：《城乡数字鸿沟会阻碍农村居民消费结构升级吗？——基于中国家庭追踪调查（CFPS）数据的分析》，《经济问题探索》2022年第9期，第47—64页。

已有文献为本研究提供了重要参考。收入和价格弹性是引发居民消费结构变化的核心因素；需求通过消费得以满足，家庭人口变动必然导致各类需求调整，进而影响消费结构；金融发展可通过改善居民预算约束、平滑消费波动作用于消费结构；我国城乡二元结构特征显著，城镇化进程和城乡数字鸿沟均会对居民消费结构产生影响。在数字经济与消费结构关系的研究中，学界普遍认为发展数字经济有助于居民消费结构升级，本研究并不否认数字经济发展对居民消费结构的积极意义。但需注意的是，数字经济可划分为产业数字化和数字产业化，二者的影响机制应存在差异，而当前研讨数字产业化对居民消费结构影响的文献还较少。此外，居民各类支出的目的不同，若简单地将其归为生存型、发展型和享受型，可能掩盖数字经济对居民各类具体支出的差异化影响效果。综上，本研究从数字产业化视角切入，剖析数字经济对居民消费结构的影响，并详细探讨数字产业化对居民各项具体消费支出的作用效果。

本研究可能的边际贡献主要有三点：第一，从数字产业化角度研究数字经济对居民消费结构的影响，为居民消费升级相关研究提供了新的分析视角；第二，分析数字产业化通过提供线上内容替代线下消费进而影响居民消费结构的内在逻辑，丰富了数字经济影响居民消费的研究内容；第三，对可能受数字产业化影响的消费支出逐一进行实证检验，有助于更清晰地厘清数字经济对居民消费的具体作用路径与效果。

二、特征事实

本研究参考蒋为等的研究方法^①，采用数字接近度衡量各省份数字产业化发展水平，通过分析居民消费结构与数字产业化数字接近度的变化情况，刻画居民消费结构与数字消费的特征事实，为后续理论分析与实证检验提供经验依据^②。

（一）我国恩格尔系数与数字产业化变化情况

恩格尔系数是衡量国家或地区居民生活富裕程度的核心指标，也反映了居民食品消费支出在基本需求中的占比。图1展示了2000—2023年我国恩格尔系数与数字产业化发展水平的变化情况。2000年我国恩格尔系数为42.2%，到2013年迅速下降至31.2%；同期，数字产业化的数字接近度由3.5上升至5.5，二者呈现显著负相关关系。2013年之后，二者关系出现“脱钩”。数字产业化的数字接近度继续上升至7.8，而恩格尔系数则在28.2%~31.0%区间内波动徘徊。诚然，从时序上看，2020年疫情可能对恩格尔系数产生了显著冲击，但即便剔除疫情期间数据，2000—2013年与2013—2019年两个时段的恩格尔系数年均降幅分别为0.85%和0.50%，后一时段的下降速度明显放缓。

特征事实1：2013年以前我国恩格尔系数快速下降，2013年以后下降态势趋缓，而数字产业化发展水平始终保持增长趋势。

① 蒋为、倪诗程、彭森：《数实融合与企业出口产品策略优化：基于柔性生产视角》，《世界经济》2024年第5期，第3—33页。

② 若无特别说明本节数据来源于《中国统计年鉴》《中国互联网络发展状况统计报告》《互联网助力数字消费发展蓝皮书》。

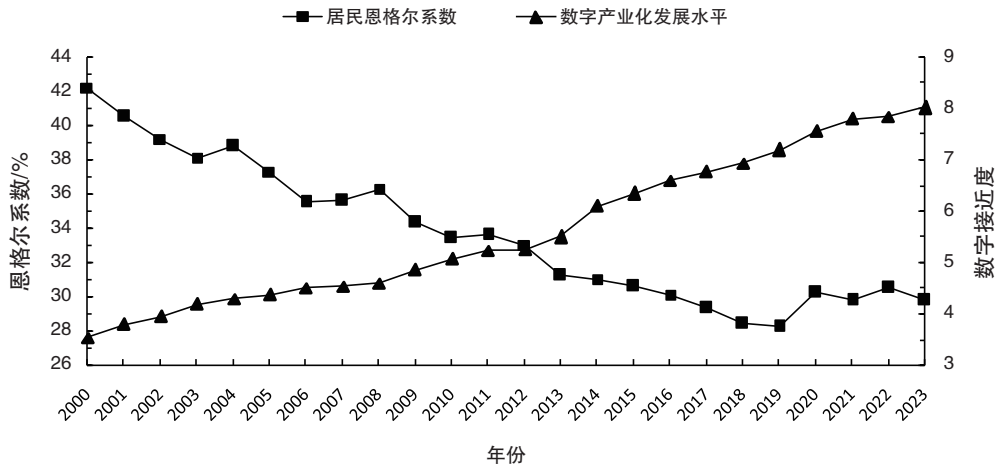


图 1 2000—2023 年我国恩格尔系数与数字产业化水平

(二) 我国居民发展型和享受型消费变化情况

图 2 展示了 2000—2023 年我国除食品外各项人均消费支出占人均总消费支出比例的变化情况。在非食品类消费支出中，居住支出占比最高，高昂的居住支出会挤出居民其他发展型和享受型支出，延缓居民消费结构升级进程，这一结论与石明明等的研究发现相吻合^①。从具体支出项目来看，变化较为明显的有衣着支出和交通通信支出。其中，人均衣着支出占比于 2011 年达到 8.35% 的峰值后，在 2023 年降至 5.52%，观察期内累计下降 2.64%；人均交通通信支出占比在 2009 年前增长较快，此后增速放缓，观察期内累计增长 6.39%。其他支出项目中，人均医疗保健支出占比上升 3.24%，人均生活用品及服务、教育文化娱乐、其他用品及服务支出占比分别下降 0.62%、1.72% 和 0.52%。参考王小华等的分类标准^②，本研究将食品烟酒消费、衣着消费、居住消费归为生存型消费，其余消费归为发展型和享受型消费。总体而言，2000—2023 年我国居民发展型和享受型消费占比累计上升 6.73%，居民消费结构呈现升级趋势。但需要注意的是，发展型和享受型消费占比的提升主要由交通通信支出拉动，其他细分项目占比增长有限，部分项目甚至出现下降。此外，总消费支出占可支配收入的比例由 2013 年的 72.20% 下降至 2023 年的 68.33%，居民消费潜力受到明显抑制。

特征事实 2: 我国居民消费结构总体呈现升级趋势，但除交通通信和医疗保健支出外，其他发展型和享受型消费支出占比均出现不同程度下降。

(三) 数字产业化衍生的网络应用规模情况

数字产业化部门提供的各类网络应用用户规模如图 3 所示。从静态规模来看，截至

① 石明明、江舟、周小焱：《消费升级还是消费降级》，《中国工业经济》2019 年第 7 期，第 42—60 页。
 ② 王小华、温涛、韩林松：《习惯形成与中国农民消费行为变迁：改革开放以来的经验验证》，《中国农村经济》2020 年第 1 期，第 17—35 页。

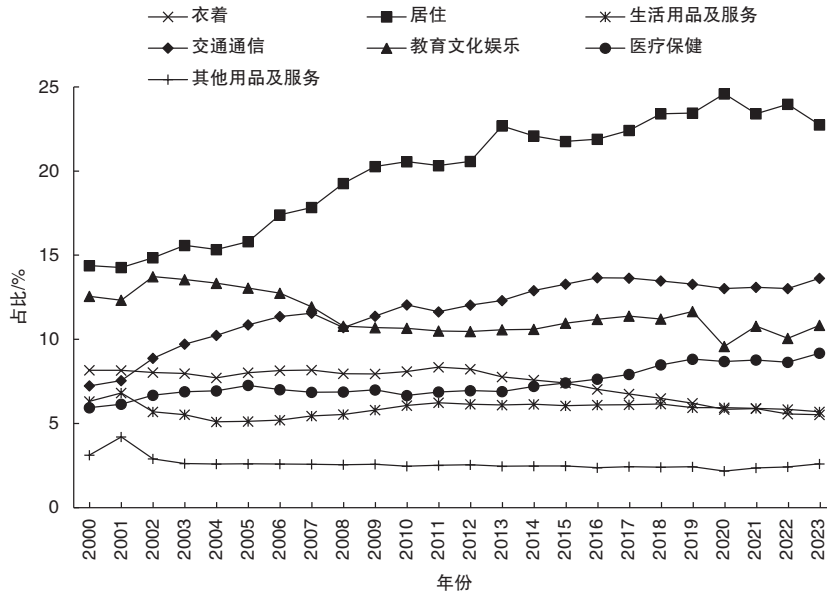


图2 2000—2023年我国各项人均消费支出占比

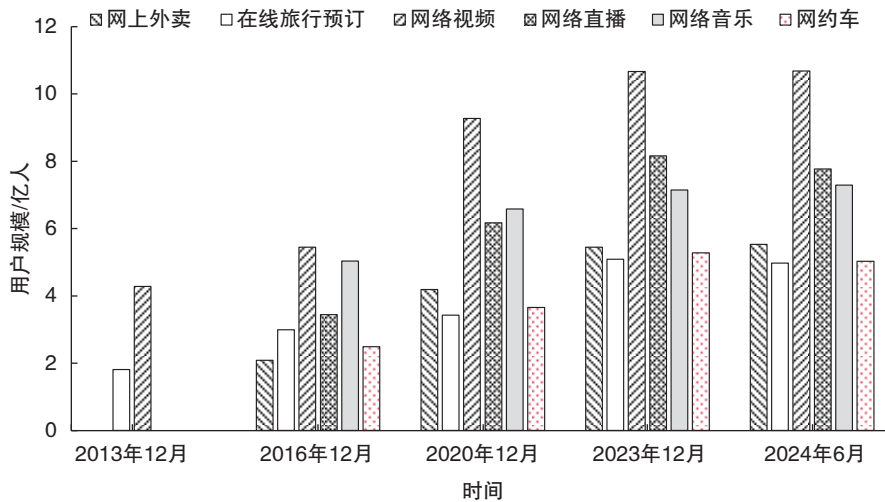


图3 各类互联网应用用户规模

2024年6月，网络视频用户规模居首，达10.68亿人，且用户人均单日使用时长达151分钟；其次为网络直播和网络音乐，用户规模分别为7.77亿人和7.29亿人。可见在线娱乐已成为居民满足娱乐需求的重要途径。从付费情况来看，2023年短视频、长视频、网络音乐的用户付费率分别为10.00%、28.70%和23.90%，意味着大部分用户在享受在线娱乐服务的同时未产生直接付费行为，这可能是导致教育文化娱乐支出占比难以提升的重要原因。

从动态增长来看，网上外卖用户规模增长最为迅速，由 2015 年 12 月的 1.14 亿人增长至 2024 年 6 月的 5.53 亿人，年均复合增长率达 20.47%。此外，2023 年全国餐饮收入 52 890 亿元^①，其中网上外卖销售额占餐饮消费总额的比重高达 22.2%，据此测算，全国居民人均网上外卖支出约为 832.93 元，占人均食品烟酒支出的 10.43%。显然，网上外卖已成为居民满足食品需求的重要方式，且可能对居民食品总支出结构产生影响。其他互联网应用中，截至 2024 年 6 月，在线旅行预订和网约车用户规模分别为 4.97 亿人和 5.03 亿人，年均复合增长率分别为 10.11% 和 9.82%，同样呈现稳步增长态势。

特征事实 3：数字产业化部门提供的互联网应用深度融入居民生活，改变了居民消费方式与消费内容，可能对相关消费支出产生显著影响。

综上所述，我国居民消费结构正处于持续升级进程中，具体表现为生存型支出占比下降、发展型和享受型支出占比上升，但从细分项目来看，食品支出占比下降速度放缓，生活用品及服务、教育文化娱乐、其他用品及服务支出占比呈现下降趋势。与此同时，数字产业化的数字接近度持续增长，各类互联网应用广泛渗透居民生活，深刻影响居民消费方式与消费内容。因此，数字产业化部门提供的数字消费品与互联网服务，可能通过影响食品烟酒、教育文化娱乐和交通通信等细分消费支出，对居民消费结构产生系统性影响。

三、理论分析

数字产业化是数字经济的核心组成部分，为产业数字化发展提供数字技术、设备与服务支撑。在数实深度融合发展的背景下，数字产业化部门对三次产业的全产业链产生了深远的影响。按照国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，数字产业化包括数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业四大类。其中，直接面向居民消费的产品和服务可划分为数字消费品和数字平台服务，数字消费品包括虚拟类的在线教育、短视频、在线影视音乐、线上通信等，以及实体类的个人计算机（PC）、智能穿戴、智能家居等；数字平台服务则包括外卖平台、网约车平台、在线预订平台以及电商平台等。

本研究参考 Ngai 和 Pissarides 的研究^②，构建一个多部门一般均衡模型，从理论层面探究数字产业化对居民消费结构的影响。假设市场中存在 m 个部门，其中部门 $i=1, \dots, m-1$ 生产的产品均用于消费；第 m 个部门为数字产业化部门，该部门既为其他产业提供数字技术和服务，也生产数字消费品直接供消费者使用。 i 部门和 m 部门的生产函数采用柯-布道格拉斯（C-D）函数形式，具体如下：

$$F^m = A_m L_m^\alpha K_m^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$F^i = A_i^{1-\beta} A_m^\beta L_i^\alpha K_i^{1-\alpha} \quad (2)$$

① 数据来源：《2023 年全国餐饮收入超 5.2 万亿元》，中国政府网 2024 年 2 月 15 日，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202402/content_6931511.htm。

② Ngai L R, Pissarides C A, “Structural Change in A Multisector Model of Growth”, in *American Economic Review*, 2007, Vol.97, No.1, pp.429—443.

式(1)和式(2)分别为数字产业化部门和其他部门的生产函数。数字产业化是数字技术创新成果走向产业化和商业化的过程^①,所以数字技术在数字产业化部门的应用程度直接反映了数字产业化发展水平,用 A_m 表示。对于其他生产部门,其技术水平(用 A_i 表示)由两部分组成:一是传统技术水平;二是数字产业化部门溢出的数字技术,用 β 表示其溢出程度。 L_m 、 L_i 分别表示数字产业化部门、 i 部门的劳动投入; K_m 、 K_i 分别表示数字产业化部门、 i 部门的资本投入; α 表示劳动力产出弹性, $1-\alpha$ 表示资本产出弹性。

代表性消费者效用函数采用不变替代效用(CES)函数形式:

$$u(c_1, \dots, c_m) = \left[\sum_{i=1}^m \lambda_i c_i^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (1 > \varepsilon > 0) \quad (3)$$

式中: u 表示消费者总效用; λ_i 表示第 i 类产品的效用权重; c_i 表示消费者对 i 类产品的消费量; ε 表示替代弹性。

消费者预算约束应满足总收入等于工资收入与投资收益之和,即:

$$wL + rK = Y = \sum_{i=1}^m P_i c_i + I \quad (4)$$

式中: Y 表示消费总收入; w 、 r 、 P 和 I 分别表示工资水平、利率、产品价格和储蓄。

假设市场中劳动力和资本可自由流动,因此各部门工资水平与利率保持一致。企业追求利润最大化,对劳动力的最优需求满足“工资等于劳动边际产品价值”,即:

$$w = MPL \times P \quad (5)$$

式中: MPL 表示劳动边际产量。

由此可得各产品的相对价格比:

$$\frac{P_i}{P_m} = \frac{A_m}{A_i^{1-\beta} A_m^\beta} = \left(\frac{A_m}{A_i} \right)^{1-\beta} \quad (6)$$

由式(6)可知,数字产业化水平提升将导致数字消费品相对价格下降。结合式(3)的效用最大化条件与式(4)的预算约束,构建拉格朗日函数求解消费者最优决策,联立式(6)可得出消费者对不同产品的消费数量比例:

$$\frac{c_i}{c_m} = \left(\frac{\lambda_i P_m}{\lambda_m P_i} \right)^\varepsilon \quad (7)$$

将式(6)代入式(7)可得:

$$\frac{c_i}{c_m} = \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_m} \right)^\varepsilon \left(\frac{A_m}{A_i} \right)^{(\beta-1)\varepsilon} \quad (8)$$

由式(8)可见,居民对各类产品的消费数量比例主要受数字产业化发展水平 A_m 、数字技术对传统产业的溢出程度 β 的影响。对式(8)取倒数后两边关于 A_m 求偏导,可得:

$$\partial \left(\frac{c_m}{c_i} \right) / \partial A_m = \varepsilon(1-\beta) \left(\frac{\lambda_m}{\lambda_i} \right)^\varepsilon \left(\frac{A_m}{A_i} \right)^{(\beta-1)\varepsilon} A_m^{-1} > 0 \quad (9)$$

式(9)表明,随着数字产业化发展水平的提升,数字消费品消费数量占比上升。然而,数字消费品与其他消费品的价格比是关于数字产业化发展水平 A_m 的函数,因此需进一步探讨居民对数字消费品支出占比的变化情况。对式(8)两边同乘价格比例,可得消费支

① 任保平:《以产业数字化和数字产业化协同发展推进新型工业化》,《改革》2023年第11期,第28—37页。

出比例：

$$\frac{P_i c_i}{P_m c_m} = \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_m} \right)^\varepsilon \left(\frac{A_m}{A_i} \right)^{(\beta-1)(\varepsilon-1)} \quad (10)$$

对式(10)取倒数后两边关于 A_m 求偏导，可得：

$$\partial \left(\frac{P_m c_m}{P_i c_i} \right) / \partial A_m = (\beta-1)(1-\varepsilon) \left(\frac{\lambda_m}{\lambda_i} \right)^\varepsilon \left(\frac{A_m}{A_i} \right)^{(\beta-1)(1-\varepsilon)} A_m^{-1} < 0 \quad (11)$$

式(11)表明，数字产业化程度提高会导致数字消费品消费支出占比下降。综上，多部门一般均衡模型推导结果显示，数字产业化提高了数字消费品的相对消费数量，但由于数字消费品相对价格降低，最终数字消费品相对支出下降。此外，消费者满足某类型需求时可选择线上和线下两种方式。数字产业化部门提供的线上消费品对线下消费品存在显著的替代效应^①。当数字消费品的相对消费数量上升而相对支出下降时，意味着传统线下消费品的消费数量减少、支出总额下降。低价的线上消费品替代了高价的线下消费品，将导致相关领域总支出下降，进而促使居民消费结构“降级”。例如，线上教育替代线下教育会导致教育支出减少，线上观影替代影院观影会导致娱乐支出下降。据此，本研究提出如下假设。

假设 1：数字产业化阻碍居民消费结构升级。

假设 2：数字产业化阻碍居民消费结构升级的机制是线上消费对线下消费的替代效应，导致相关领域消费总支出下降。

前文分析表明，线上商品和服务对线下渠道的替代作用是数字产业化影响居民消费结构的核心路径，但数字产业化对居民食品支出的影响存在特殊性。居民食品支出包括餐饮服务支出和食材购买支出，其中餐饮服务支出又包括各类餐馆堂食和外卖支出^②。数字产业化部门提供的线上外卖服务，将同时对自主烹饪和线下堂食服务产生替代。餐厅提供的餐饮服务不仅包含食材成本，还含有场地、设备和人员成本等固定成本，因此居民自主烹饪的食材购买支出显著低于享受堂食服务的支出。若线上外卖服务替代了居民自主烹饪，将导致居民食品支出上升，而食品支出上升会阻碍居民消费结构从生存型向发展型、享受型升级。据此，本研究提出如下假设。

假设 3：数字产业化会导致居民食品支出上升。

假设 4：数字产业化导致居民食品支出上升的机制是外卖服务对自主烹饪的替代效应。

四、研究设计

(一) 样本及数据来源

本研究以我国 31 个省区市(不含港澳台)为研究对象,考察期间设定为 2013—2023 年。研究数据主要来源于《中国统计年鉴》和国泰安数据库(CSMAR),企业工商注册信息

① Sung N, Kim J, “Does the Internet Kill Newspapers? The Case of South Korea”, in *Telecommunications Policy*, 2020, Vol.44, No.4, no.101955; Li E L, Shi K B, Yang Y C, et al., “The Influence of Online Food Delivery Services on Eating-out Travel—A Case Study of Chengdu, China”, in *Journal of Retailing and Consumer Services*, 2024, Vol.81, No.104023.

② 资料来源：国家统计局发布《居民消费支出分类(2013)》。

则来源于企查查平台。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

《中国统计年鉴》将居民消费支出划分为8个大类,分别为食品烟酒(*Food*)、衣着(*Clothe*)、居住(*House*)、生活用品及服务(*Daily*)、交通通信(*Transport*)、教育文化娱乐(*Education*)、医疗保健(*Healthcare*)、其他用品和服务(*Other*)。参考王小华等的研究^①,将食品烟酒消费、衣着消费、居住消费归为生存型消费(*S*),交通通信消费、教育文化娱乐消费、医疗保健消费纳入发展型消费(*D*),生活用品及服务消费、其他用品及服务消费划入享受型消费(*E*)。根据恩格尔定律和马斯洛层次需要理论,随着收入的提升,在满足基本生存需要后,居民会寻求更高层次的物质和精神需求,在消费行为上表现为对高端商品和服务消费量的增加。借鉴王平和王琴梅对居民消费结构的度量方法^②,本研究构建居民消费结构指数,计算公式如下:

$$Structure = (S \times 1 + E \times 2 + D \times 3) / (S + E + D) \quad (12)$$

2. 核心解释变量

本研究构建数字产业化发展水平指标步骤如下。

首先,界定数字产业化行业范围。依据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》数字经济核心产业包括5个大类:01数字产品制造业、02数字产品服务业、03数字技术应用业、04数字要素驱动业、05数字化效率提升业。其中,01~04大类为数字产业化范畴。从企查查数据库中筛选属于01~04大类的企业,即为数字产业化领域企业。需要说明的是,数字经济核心产业与《国民经济行业分类(2017)》并非完全对应,前者中有38个行业与后者三级行业完全对应,30个行业为不完全对应。例如,“387照明器具制造”门类下,仅“3874智能照明器具制造”^③对应《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》中的“010403智能照明器具制造”,而其余灯具制造行业则不属于数字产业化领域。

其次,筛选数字产业化企业。对于与数字经济核心产业中01~04大类完全对应的行业,如《国民经济行业分类(2017)》中“391计算机制造”“651软件开发”“643互联网平台”等38个行业,直接按三级行业分类标准筛选企业。对于不完全对应行业,在筛选至三级行业的基础上,参考Beraja 等的方式^④,依据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》中各行业的具体说明,构建数字产业化特征词库,对企业工商登记的经营范围进行文本

① 王小华、温涛、韩林松:《习惯形成与中国农民消费行为变迁:改革开放以来的经验验证》,《中国农村经济》2020年第1期,第17—35页。

② 王平、王琴梅:《消费金融驱动城镇居民消费升级研究——基于结构与质的多重响应》,《南京审计大学学报》2018年第2期,第69—77页。

③ 注:“387照明器具制造”和“3874智能照明器具制造”为《国民经济行业分类(2017)》中行业分类,“387”和“3874”为行业代码。

④ Beraja M, Yang D Y, Yuchtman N, “Data-Intensive Innovation and the State: Evidence from AI Firms in China”, in *The Review of Economic Studies*, 2023, Vol.90, No.4, pp.1701—1723.

识别，统计企业经营范围中包含数字产业化词汇的频次。借鉴蒋为等的研究^①，将统计词频出现5次及以上的企业认定为数字产业化企业。将两次筛选的企业汇总后，剔除注册资本小于50万元以及经营状态非正常的企业，最终确定2000年以来，全国31个省区市数字产业化企业共计7576029家。

最后，本研究参考蒋为等的数字接近度计算方法^②，构建指标测度数字产业化水平，具体计算公式如下：

$$Digital_{jt} = \ln \left(\frac{Digital_Firm_{jt}}{Radius_{jt}} + \sum_{j \neq k} \frac{Digital_Firm_{kt}}{Distance_{jk}} \right) \quad (13)$$

式中： $Digital_{jt}$ 表示j省份第t年的数字产业化水平； $Digital_Firm_{jt}$ 表示j省份第t年注册的数字产业化领域企业数量； $Radius_{jt}$ 为j省份t年的建成区半径，由公式 $Radius_{jt} = \sqrt{Area_{jt}/\pi}$ 计算所得，其中 $Area_{jt}$ 表示j省份第t年的建成区面积，在企业数量相近的情况下，建成区面积越小则企业集聚程度越高，所以应对建成区半径更大的省份赋予更低的权重； $Distance_{jk}$ 表示j省份与k省份省会城市间的球面距离，由经纬度坐标计算得出，该指标反映了地区获得数字技术的难易程度，某地区及其周边数字产业化企业数量越多，则该地区数字技术的可得性与数字产业化部门的供给能力越强。

3. 控制变量

本研究的控制变量包括居民收入（*Income*）、价格指数（*Price*）、金融发展水平（*Finance*）、对外开放程度（*Trade*）和产业结构（*Industry*）。其中，收入和价格是影响居民消费的核心因素，居民收入采用人均可支配收入的对数值表示，价格指数采用居民消费价格指数反映；金融发展可以帮助消费者实现跨期资源配置，实现效用最大化，采用地区银行存贷款余额与地区生产总值之比表示；对外开放程度越高，居民可选择的进口商品种类和数量越多，越有助于推动居民消费结构升级；产业结构对消费结构存在制约作用，随着劳动力向第二和第三产业转移，居民收入提升，且提供的工业品和服务增加，为居民消费结构升级创造条件，采用三次产业产值占比的加权平均数对其度量，其中第一、二、三产业的权重分别赋值为1、2和3。

（三）实证模型构建

1. 基准回归模型

为检验数字产业化对居民消费结构的影响效应，本研究构建固定效应模型如下：

$$Structure_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{jt} + \sum \alpha_n x_{jt}^n + \gamma_j + \tau_t + \varepsilon_{jt} \quad (14)$$

式中： $Structure_{jt}$ 为被解释变量，表示j省份第t年的居民消费结构指数； $Digital_{jt}$ 为核心解释变量，表示j省份第t年的数字产业化发展水平； x_{jt}^n 表示第n个控制变量在j省份第t年的取值； γ_j 为省份固定效应； τ_t 为时间固定效应； ε_{jt} 为随机扰动项。

① 蒋为、倪诗程、彭森：《数实融合与企业出口产品策略优化：基于柔性生产视角》，《世界经济》2024年第5期，第3—33页。

② 蒋为、倪诗程、彭森：《数实融合与企业出口产品策略优化：基于柔性生产视角》，《世界经济》2024年第5期，第3—33页。

2. 机制检验模型

理论分析表明，数字技术通过降低数字产品价格、提升市场需求，替代了同类型传统产品的消费需求，导致相关领域消费支出金额下降，进而对居民消费结构产生影响，其核心作用机制为数字产品消费对传统消费的替代效应。本研究参考江艇关于因果识别的研究建议，采用分组回归方式识别该作用机制。江艇以金融发展与产业增长的关系为例提出，若金融通过缓解外部融资约束促进产业增长成立，那么该效应在融资需求不同的行业间应存在差异^①。对应本研究因果推断的需要，若数字产业化对居民消费支出的影响确实由数字产品消费替代传统商品消费所驱动，那么该效应在消费特征不同的人群中应呈现异质性。据此，本研究构建分组回归模型如下：

$$Structure_{jt}^z = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{jt} + \alpha_2 Digital_{jt} \times D + \sum \alpha_n x_{jt}^n + \gamma_j + \tau_t + \varepsilon_{jt} \quad (15)$$

式中： D 为分组虚拟变量，其取值为0或1，作为分类依据将总样本划分为两组； z 为商品类型。

五、实证检验结果及分析

(一) 变量描述性统计

表1报告了各变量的描述性统计结果。由表1可见，研究样本量共计341个（31个省市区 × 11年）。居民消费结构指数（*Structure*）的均值为1.496，标准差为0.043，最小值为1.328，最大值为1.620，表明我国各地区居民消费结构存在一定差异，但整体分化程度较小。数字产业化发展水平（*Digital*）的均值为5.573，标准差为1.484，最小值为1.920，最大值为8.798，反映出各地区数字产业化发展进程存在明显的不均衡性。其余控制变量的取值均在合理范围内，未出现异常极值，为后续实证分析奠定了良好基础。

表1 各变量描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Structure</i>	341	1.496	0.043	1.328	1.620
<i>Digital</i>	341	5.573	1.484	1.920	8.798
<i>Income</i>	341	10.160	0.403	9.184	11.348
<i>Price</i>	341	101.800	0.840	99.700	103.900
<i>Finance</i>	341	3.521	1.239	1.279	8.164
<i>Trade</i>	341	0.248	0.257	0.008	1.342
<i>Industry</i>	341	2.406	0.121	2.194	2.844

(二) 基准回归

基准回归结果如表2所示，在回归中逐步加入了控制变量和固定效应。其中，列（1）为不加控制变量和固定效应的回归结果，列（2）为加入控制变量的回归结果，列（3）为加入控制变量和双固定效应的回归结果。结果显示，数字产业化发展水平（*Digital*）的回归系数均至

^① 江艇：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》2022年第5期，第100—120页。

少在 5% 的统计水平上显著为负，表明数字产业化阻碍了居民消费结构升级，假设 1 得证。

表 2 基准回归结果

变量	Structure		
	(1)	(2)	(3)
<i>Digital</i>	-0.007** (0.003)	-0.010*** (0.004)	-0.027** (0.011)
<i>Finance</i>	— —	-0.014*** (0.004)	0.003 (0.006)
<i>Trade</i>	— —	-0.044** (0.021)	0.209*** (0.038)
<i>Income</i>	— —	0.005 (0.010)	0.028 (0.019)
<i>Industry</i>	— —	0.132*** (0.045)	0.019 (0.036)
<i>Price</i>	— —	-0.003 (0.003)	-0.012*** (0.004)
常数项	1.543*** (0.023)	1.557*** (0.284)	2.496*** (0.444)
省份固定	否	否	是
时间固定	否	否	是
样本数	341	341	341
R^2	0.020	0.129	0.833

注：***、** 和 * 分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内数据为稳健标准误；下同。

（三）内生性检验

数字产业化和居民消费结构之间可能存在互为因果的内生性问题。一方面，数字产业化发展通过其线上消费替代线下消费，导致居民消费结构降级；另一方面，居民对数字产品的消费需求增加，可能反向驱动数字产业化部门扩展。为缓解上述内生性对估计结果的干扰，本研究采用工具变量法进行检验。

参考 Nunn 和 Qian 的工具变量设置方法^①，本研究选取“1984 年各省区市人均年末电话机数与美国信息与通信技术（ICT）出口占服务出口的百分比的交乘项”作为数字化发展水平（*Digital*）的工具变量（*IV*）。1984 年各省区市人均年末电话机数属于历史前置变量，不会受当前居民消费结构和数字产业化发展水平的反向影响，满足外生性要求。早期互联网主要通过拨号方式接入，人均电话机数量直接影响居民互联网接入的基础条件，满足相关性要求。同时，ICT 产业是数字产业化的核心组成部分，美国与我国同属 ICT 产业领先国家，在该产业存在广泛的竞争与合作。所以，美国 ICT 产业出口占服务出口的比重与我国数字产业化存在一定关联性。此外，美国 ICT 产业出口受国际需求及美国科技水平影响，对我国居民消费而言有较强的外生性。因此，“1984 年各省区市人均年末电话机数与美国 ICT 出口占服务出口的百分比的交乘项”满足工具变量相关性与外生性要求。

① Nunn N, Qian N, “US Food Aid and Civil Conflict”, in *American Economic Review*, 2014, Vol.104, No.6, pp.1630—1666.

内生性检验结果如表3所示。识别不足检验的LM统计量为18.422, P 值为0.000, 拒绝“工具变量识别不足”的原假设; 弱工具变量检验的Wald F统计量为25.732, 远大于10%统计水平上的临界值16.38, 表明不存在弱工具变量问题, 工具变量选取有效。列(1)为第一阶段回归结果, 可见工具变量的回归系数在1%的统计水平上显著为正, 表明工具变量与核心解释变量的相关性成立。列(2)为第二阶段回归结果, 可见核心解释变量数字产业化发展水平(*Digital*)的回归系数仍然为负, 且在1%的统计水平上显著。这表明, 在考虑内生性的情况下, 本研究数字产业化阻碍居民消费结构升级的核心结论依旧成立。

表3 内生性检验结果

变量	<i>Digital</i>	<i>Structure</i>
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
<i>IV</i>	0.001*** (0.000)	—
<i>Digital</i>	—	-0.134*** (0.051)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	18.422 [0.000]	18.422 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	25.732 [16.38]	25.732 [16.38]
变量控制	是	是
省份固定	是	是
时间固定	是	是
样本数	341	341
F 统计量	13.16	6.84

注: [] 内为 P 值; {} 内为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 统计水平上的临界值。

(四) 稳健性检验

本研究采取更换被解释变量、更换核心解释变量、调整标准误进行 1% 缩尾处理等方式检验基准回归结果的稳健性, 检验结果如表 4 所示。表 4 列 (1) 和列 (2) 分别为更换被解释变量和核心解释变量的稳健性检验结果。列 (1) 中的被解释变量居民消费结构 (*Hconsumption*), 是参考葛继红等的研究^①, 采用发展型和享受型消费占总消费的比重衡量的。回归结果显示, 数字产业化发展水平 (*Digital*) 的回归系数仍显著为负, 与基准回归结论一致, 表明本研究结论具有稳健性。

表 4 列 (2) 中核心解释变量的衡量, 同时考虑注册企业数量和注册资本规模, 重新构建数字接近度指标测算数字产业化发展水平, 具体计算公式如下:

$$Digital_c_{jt} = \ln \left(\frac{\sum_{t=2000}^{2023} \sum_{i=1}^{n_j} Size_{jit}}{Radius_{jt}} + \sum_{j \neq k} \frac{\sum_{t=2000}^{2023} \sum_{i=1}^{n_k} Size_{kit}}{Distance_{jk}} \right) \quad (16)$$

① 葛继红、王猛、汤颖梅:《农村三产融合、城乡居民消费与收入差距——效率与公平能否兼得?》,《中国农村经济》2022年第3期,第50—66页。

式中： $Digital_c_{jt}$ 为考虑企业注册资本后，依据数字接近度方式测算的 j 省份第 t 年的数字产业化发展水平； $Size_{ijt}$ 表示 j 省份第 t 年注册的第 i 家数字产业化企业的注册资本（反映企业规模，在相同企业数量的情况下，注册资本越高，企业规模越大，提供数字技术服务和生产数字化设备的能力越强）； $n_{j(k)t}$ 为 $j(k)$ 省份在第 t 年新注册的数字产业化企业总数；采用累计求和方式是为了避免个别年份、个别大规模企业的注册资本过度干扰整体趋势，由于2000年前数字产业化企业数量极少，因此采用2000—2023年数据进行累计求和。表4列（2）的回归结果显示，更换核心解释变量衡量方式后，数字产业化发展水平（ $Digital_c$ ）的回归系数为-0.057，且在1%的统计水平上显著，本研究核心结论依然成立。

表4列（3）和列（4）分别为聚类稳健标准误和各变量缩尾1%后的回归结果。结果显示，数字产业化发展水平（ $Digital$ ）对居民消费结构指数（ $Structure$ ）的回归系数依然显著为负，表明本研究数字产业化阻碍居民消费结构升级的核心结论具有充分稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	<i>Hconsumption</i>	<i>Structure</i>	<i>Structure</i>	<i>Structure_w</i>
	(1) 更换被解释变量	(2) 更换核心解释变量	(3) 聚类稳健标准误	(4) 1% 缩尾处理
<i>Digital</i>	-0.023** (0.009)	—	-0.027** (0.012)	-0.020* (0.010)
<i>Digital_c</i>	—	-0.057*** (0.020)	—	—
变量控制	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本数	341	341	341	341
R^2	0.850	0.835	0.833	0.832

（五）数字产业化对各类型消费的影响

在假设1得到验证的基础上，进一步检验数字产业化对居民8大类消费支出的异质性影响，结果如表5所示。回归结果显示：数字产业化发展水平（ $Digital$ ）对食品烟酒支出的回归系数为正，且在1%的统计水平上显著；对衣着、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐的回归系数均显著为负。这表明，数字产业化显著增加了居民食品烟酒支出，降低了衣着、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐支出，对其余消费类型无显著影响。

表5 数字产业化对各类型消费的影响检验结果

变量	<i>Food</i>	<i>Clothe</i>	<i>House</i>	<i>Daily</i>	<i>Transport</i>	<i>Education</i>	<i>Healthcare</i>	<i>Other</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Digital</i>	0.530*** (0.160)	-0.099* (0.051)	0.540 (0.469)	-0.092* (0.048)	-0.387*** (0.130)	-0.258* (0.135)	-0.036 (0.111)	-0.054 (0.040)
变量控制	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是

(续表5)

变量	<i>Food</i>	<i>Clothe</i>	<i>House</i>	<i>Daily</i>	<i>Transport</i>	<i>Education</i>	<i>Healthcare</i>	<i>Other</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
样本数	341	341	341	341	341	341	341	341
R^2	0.981	0.941	0.944	0.951	0.954	0.932	0.951	0.924

(六) 数字产业化对各项支出影响的原因分析

通过前文理论分析,本研究认为数字产业化对各类消费支出具有异质性影响,核心机制是数字产品与服务消费对传统产品与服务消费的替代效应。若能通过分组回归捕获数字产业化对不同消费特征人群的异质性影响,则能验证该机制。由于本研究采用省级面板数据,因此根据省份消费特征进行分组。前文回归结果显示,数字产业化对食品烟酒、衣着、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐等5类消费支出的影响显著,本节针对这5类消费支出逐一进行机制检验。

1. 食品烟酒支出

数字产业化增加了居民的食品烟酒支出,理论分析认为其原因在于:线上外卖服务替代了自主烹饪,而外卖服务成本高于自主烹饪成本,最终推高了食品支出。为验证这一机制,将31个省区市按“人均餐饮法人单位数”的均值将样本分为高、低两组。其中,人均餐饮法人单位数 = 餐饮法人单位数/常住人口,该指标反映地区居民对餐饮服务的偏好程度,人均餐饮法人单位数越高,表明居民更倾向于选择餐馆提供的餐饮服务;反之则更偏好自主烹饪。

表6的回归结果显示,数字产业化发展水平对低人均餐饮法人单位数组的食品烟酒支出有显著正向影响(1%水平),而对高人均餐饮法人单位数组的影响则不显著。这表明,数字产业化提供的外卖服务主要替代了“偏好自主烹饪”群体的家庭烹饪行为,导致其食品支出上升;而高人均餐饮法人单位数组的居民本就偏好餐馆用餐,外卖服务的增加难以区分是替代了堂食还是自主烹饪,因此影响不显著。这一结果验证了假设4,即数字产业化通过外卖替代自主烹饪的机制提高食品支出,同时也为假设3的成立提供了直接的经验证据。

表6 数字产业化对食品烟酒支出影响的机制检验结果

变量	<i>Food</i>	
	(1) 高人均餐饮法人单位数	(2) 低人均餐饮法人单位数
<i>Digital</i>	-0.281 (0.373)	1.053*** (0.111)
Fisher's Permutation Test 统计量	1.334*** {0.009}	
变量控制	是	是
省份固定	是	是
时间固定	是	是
样本数	154	187
R^2	0.982	0.983

注: {} 内为 Fisher's Permutation Test 组间系数差异检验的经验 P 值,下同。

2. 衣着和生活用品及服务支出

数字产业化降低居民衣着和生活用品及服务支出的理论逻辑是:数字产业化提供的

电商平台服务可通过线上价格低于线下价格的优势，替代线下消费，从而降低相关支出^①。数据显示，电商平台用户规模持续扩大，为这一替代效应提供了现实基础。表7报告了对应的机制检验结果。

衣着支出以衣类、鞋类等实物消费为主，线上衣着消费主要通过实物商品电商平台实现。因此，按“实物商品网上零售额/社会消费品零售总额”的均值将样本分为高、低两组（该比值越高，表明居民线上购买衣着实物的可能性越大）。表7列（1）和列（2）显示，高线上支出占比组数字产业化发展水平的回归系数在1%的统计水平上显著为负，而低线上实物支出占比组数字产业化发展水平的回归系数不显著，表明电商平台的线上购物替代线下消费，降低了居民的衣着支出。

生活用品及服务支出包含实物类型的家具及室内装饰品、家用器具、家用纺织品、家庭日用杂品、个人护理用品等和非实物类型的家庭服务，即线上消费覆盖实物与非实物两类场景。因此，按“网上零售额/社会消费品零售总额”的均值将样本分为高、低两组（该比值越高，表明居民通过网络满足生活用品及服务需求的可能性越大）。表7列（3）和列（4）显示，高线上支出比例组数字产业化发展水平的回归系数在5%的统计水平上显著为负，而低线上支出比例组数字产业化发展水平的回归系数在1%的统计水平上显著为正，表明数字产业化提供的线上平台有效降低了居民生活用品及服务支出。

此外，两组回归的 Fisher's Permutation Test 组间系数差异检验分别在1%和5%水平上显著，说明分组回归结果具有可比性，进一步验证了“线上替代线下”的核心机制。

表7 数字产业化对衣着和生活用品及服务支出影响的机制检验结果

变量	Clothe		Daily	
	(1) 高线上支出占比	(2) 低线上支出占比	(3) 高线上支出比例	(4) 低线上支出比例
<i>Digital</i>	-0.595*** (0.180)	-0.014 (0.037)	-0.204** (0.096)	0.258*** (0.068)
Fisher's Permutation Test 统计量	0.581*** {0.001}		0.462** {0.014}	
变量控制	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本数	77	264	88	253
R^2	0.903	0.941	0.936	0.943

3. 交通通信支出

数字产业化降低了居民交通通信支出，鉴于交通与通信属于两类不同需求，需分别检验其影响机制，结果如表8所示。

居民交通支出包括交通工具购置、燃料、使用、维修及交通费等，核心替代机制为“网约车服务替代居民自主用车”，即网约车可节省自主用车的购置、燃料、维修等成本。按

^① Brynjolfsson E, Smith M D, "Frictionless Commerce? A Comparison of Internet and Conventional Retailers", in *Management Science*, 2000, Vol.46, No.4, pp.563—585.

“人均民用汽车数量”（民用汽车总数/常住人口）均值将样本分为高、低两组（该指标越高，表明居民自主用车需求越强，网约车替代空间也越大）。表8列（1）和列（2）显示，高人均民用汽车数量组数字产业化发展水平的回归系数在1%的统计水平上显著为负，而低人均民用汽车数量组数字产业化发展水平的回归系数不显著；此外，Fisher's Permutation Test 组间系数差异检验在1%的统计水平上显著。这表明，数字产业化通过网约车服务替代居民自主用车，有效降低了居民交通支出。

通信支出包含通信工具购置、电信服务费、邮递服务等，核心替代机制为“数字通信服务替代传统通信服务”，进而降低单位通信成本。例如，2008年工业和信息化部联合国家发展改革委发布《关于短消息业务网内网间差别定价有关问题的通知》，明确中国移动、中国联通、中国电信的短信定价为0.1元/条^①；当前微信、QQ等数字通信工具的信息发送成本远低于这一水平。按“人均邮电业务量”（邮电业务总量/常住人口）均值将样本分为高、低两组（该指标越高，表明居民通信需求越强）。表8列（3）和列（4）显示，高人均邮电业务量组数字产业化发展水平的回归系数在1%的统计水平上显著为负，低人均邮电业务量组数字产业化发展水平的回归系数则在10%的统计水平上显著为负；此外，Fisher's Permutation Test 组间系数差异检验在1%的统计水平上显著。这表明，数字产业化显著降低了居民通信支出，且对通信需求高的群体影响更明显。

表8 数字产业化对交通通信支出影响的机制检验结果

变量	Transport			
	(1) 高人均民用汽车数量	(2) 低人均民用汽车数量	(3) 高人均邮电业务量	(4) 低人均邮电业务量
Digital	-1.596*** (0.325)	-0.106 (0.092)	-1.354*** (0.438)	-0.169* (0.087)
Fisher's Permutation Test 统计量	1.490*** {0.003}		1.186*** {0.003}	
变量控制	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本数	143	198	165	176
R ²	0.949	0.961	0.950	0.939

4. 教育文化娱乐支出

数字产业化降低了居民教育文化娱乐支出，其理论机制为“低价线上教育和娱乐服务替代高价线下教育和娱乐服务”，导致整体支出下降。为验证这一机制，将31个省区市分别按“生均教育事业收入”和“人均艺术表演演出场次”的均值将样本分为高、低两组。其中，生均教育事业收入 = 教育事业收入/高等学校招生数（教育事业收入是高校教学活动的核心收入，反映居民线下教育支出水平，高校以线下教育为主）；人均艺术表演演出场次 = 艺术表演演出场次/常住人口（该指标反映地区线下娱乐资源丰富程度，

^① 资料来源：《国内短信明起统一每条0.1元》，《上海证券报》2009年1月14日，第B4版。

场次越高，表明居民线下娱乐选择越多)。

表 9 回归结果显示：教育维度，数字产业化发展水平对高生均教育事业收入组的教育文化娱乐支出有显著负向影响(1%水平)，而对低生均教育事业收入组影响不显著；娱乐维度，数字产业化发展水平对高人均艺术表演演出场次组的教育文化娱乐支出有显著负向影响(1%水平)，而对低人均艺术表演演出场次组有显著正向影响(5%水平)。这表明，数字产业化通过低价线上教育和娱乐替代高价线下教育和娱乐，降低了教育文化娱乐支出；而对线下娱乐资源匮乏的地区，线上娱乐可能填补线下娱乐需求的空白，导致相关支出净增加。整体而言，数字产业化降低了教育文化娱乐支出的核心原因符合假设逻辑，假设 2 得到验证。

表 9 数字产业化对教育文化娱乐支出的机制检验结果

变量	Education			
	(1) 高生均教育事业收入	(2) 低生均教育事业收入	(3) 高人均艺术表演演出场次	(4) 低人均艺术表演演出场次
<i>Digital</i>	-0.727*** (0.258)	0.215 (0.179)	-1.147*** (0.342)	0.292** (0.119)
Fisher's Permutation Test 统计量	0.941** {0.014}		1.439** {0.015}	
变量控制	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本数	88	253	165	176
R^2	0.918	0.924	0.946	0.917

六、进一步分析

数字产业化发展为居民提供了大量便捷、优质且低价的消费内容，虽在一定程度上阻碍了居民消费结构升级，但这一变化并不等同于居民“消费降级”。对居民而言，数字消费节省的开支可转移至其他领域，因此数字产业化是否会影响居民消费潜力释放(Potential)，仍需进一步实证检验。本研究参考祝仲坤的研究方法^①，采用居民总消费支出与人均可支配收入的比值衡量居民消费潜力释放程度，回归结果如表 10 所示。

表 10 结果显示，数字产业化发展显著促进全体居民与城镇居民的消费潜力释放，回归系数均在 1% 的统计水平上显著为正；然而，数字产业化对农村居民消费潜力释放的回归系数虽然为正，但未通过统计显著性检验。这一结果的原因可能在于，农村地区相较于城镇仍存在一定程度的数字鸿沟^②，数字基础设施建设、居民数字技能水平等方面的发展差距，制约了数字产业化对农村居民消费潜力的撬动作用。

① 祝仲坤：《互联网技能会带来农村居民的消费升级吗？——基于 CSS2015 数据的实证分析》，《统计研究》2020 年第 9 期，第 68—81 页。

② 黄漫宇、窦雪萌：《城乡数字鸿沟会阻碍农村居民消费结构升级吗？——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的分析》，《经济问题探索》2022 年第 9 期，第 47—64 页。

表 10 数字产业化与居民消费潜力释放回归结果

变量	<i>Potential</i>		
	(1) 全体居民	(2) 城镇居民	(3) 农村居民
<i>Digital</i>	0.039*** (0.011)	0.039*** (0.012)	0.026 (0.019)
变量控制	是	是	是
省份固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
样本数	341	341	341
R^2	0.839	0.804	0.886

七、结论与建议

本研究通过理论分析与实证检验得出核心结论：数字产业化发展阻碍了居民消费结构升级。具体而言，数字产业化提高了居民食品烟酒消费支出占比，降低了衣着、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐等领域的消费支出占比。其作用机制在于，数字产业化提供的数字产品与服务对传统产品与服务产生替代效应，进而引发居民消费结构的调整。进一步分析表明，数字产业化发展有助于释放居民消费潜力，这一效应在城镇地区表现得尤为显著。

基于以上研究结论，本研究提出如下对策建议。

第一，重构契合我国国情的生存型、发展型和享受型居民消费划分体系。本研究发现，数字产业化发展推动食品支出占比上升，同时降低衣着、生活用品及服务、交通通信等支出占比。长期以来，恩格尔系数在我国的适用性存在一定争议，其中一个重要原因在于我国餐饮文化的丰富性，这一特征导致传统恩格尔系数难以精准衡量我国居民消费结构水平。随着数字产业化发展，网上外卖已成为居民满足饮食需求的重要途径，而外卖服务支出不仅包括食品本身成本，还包含餐厅加工与外卖配送的附加服务成本，其支出属性已超出传统生存型消费的范畴。此外，线上渠道的衣着、生活用品等日常实物消费品价格低于线下，是电商行业发展的普遍规律；“提速降费”政策的落地也持续降低居民通信消费成本。由此可见，数字产业化引致的食品支出占比上升，以及衣着、生活用品及服务、交通通信等支出占比下降，本质上是居民生活水平提升的体现。因此，在衡量我国居民消费结构时，应重新审视各类消费支出的属性，构建更贴合数字经济时代特征的消费分类标准。

第二，提升线上教育文化娱乐产品与服务的用户付费率。研究表明，线上教育和娱乐服务对线下模式的替代，是导致居民教育文化娱乐支出占比下降的重要原因，而当前线上教育和娱乐产品的付费率偏低，是制约该领域消费升级的关键因素。提升线上教育文化娱乐产品付费率，可从三方面着手：一是强化产品质量管控，线上教育与娱乐产品属于典型的信息产品，存在较为突出的信息不对称问题，政府应完善监管体系，同时充分发挥市场机制的调节作用，推动行业协会制定自律规范，保障产品质量；二是健全知识产权保护制度，降低知识产权维权成本、缩短维权周期，激发内容创作者的积极性，为高质量产品供给奠定基础；三是完善线上收费相关制度立法，线上教育与娱乐行业具有固定成本高、边际成本低特征，

易形成自然垄断，企业存在实施价格歧视的动机，这将侵蚀消费者剩余，因此需加快完善线上资源收费相关法律法规，维护消费者合法权益，进而提升用户付费意愿。

第三，推动数字产业化部门跨界深度融合，丰富数字消费场景。本研究证实，数字产业化发展水平的提升有助于释放居民消费潜力。因此，应推动数字产业化部门与其他产业的跨界深度融合，进一步拓展多元化数字消费场景：一是深化数字产业化与文旅产业融合，利用虚拟现实、增强现实等技术，开发沉浸式线上云旅游、云展览、云演出等新型文旅产品，满足居民高品质文化娱乐需求；二是深化数字产业化与制造业融合，发展社交化、定制化消费模式，提升供需匹配效率，满足消费者的“长尾需求”；三是深化数字产业化与流通领域融合，依托区块链技术完善商品信息溯源体系，尤其在食品、饮品、母婴用品等民生关切领域，通过全链路信息透明化提振消费者信心，进而缓解逆向选择问题。

A Re-examination of the Impact of the Digital Economy on China's Residents' Consumption Structure: From the Perspective of Digital Industrialization

PAN Guiyi, CHEN Wenjun

Abstract: A multitude of applications supplied by the digital industrialization sector have transformed residents' consumption patterns and contents, and the specific impact and mechanism of this transformation on residents' consumption structure require further investigation. This paper constructs a multi-sector general equilibrium model to theoretically analyze how the development of digital industrialization influences residents' consumption structure, and conducts an empirical test using provincial panel data from 31 Chinese provinces/municipalities/autonomous regions spanning the period 2013–2023. The results indicate that the development of digital industrialization has exerted an adverse impact on the upgrading of residents' consumption structure to a certain extent. This phenomenon is primarily attributed to the large number of online applications spawned by digital industrialization, which has generated a substitution effect on traditional consumption patterns and contents, thereby restructuring the structure of residents' expenditure across various consumption categories. However, further research reveals that the impact of digital industrialization development on residents' consumption is not entirely negative, and it plays a significantly positive role in stimulating the potential of residents' consumption. Based on these findings, the paper puts forward the following policy implications: reconstructing the classification system of subsistence-oriented, development-oriented and enjoyment-oriented consumption in line with China's national conditions; increasing the user payment rate for online applications related to education, culture, entertainment, and other fields; promoting in-depth cross-sectoral integration of the digital industrialization sector and enriching diversified digital consumption scenarios.

Keywords: digital economy; digital industrialization; residents' consumption structure; residents' consumption potential

(责任编辑：李玲)